پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی «ویژه‌ی اقتصاد»
سال هفتم/شماره‌ی بیست و ششم/ پاییز۸۶

# تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با رویکرد ریسک نامطلوب در بورس اوراق بهادار تهران

**تاریخ دریافت:** ۸۶/۹/۱۱ **تاریخ پذیرش:** ۸۶/۱۲/۱۵

رضا راعی*
امیررضا خسروی**

**چکیده**

در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، ریسک سیستماتیک یا بتا ($\beta$) تنها عامل تبیین کننده‌ی اختلاف بازدهی دارایی‌هاست. بتا به عنوان معیار ریسک سیستماتیک، نتیجه‌ی حاصل از یک وضعیت تعادلی است که در آن سرمایه‌گذاران به دنبال حداکثر کردن تابع مطلوبیت خود بر اساس دو عامل میانگین و واریانس بازدهی هستند. از طرف دیگر نیمه‌واریانس بازدهی بنا به دلایل منطقی زیر می تواند معیار مناسبی از ریسک باشد. اولاً سرمایه‌گذاران از تغییرات مطلوب(مثبت) بازدهی بیزار نیستند، بلکه فقط از تغییرات نامطلوب(منفی) گریزانند. ثانیاً در هر دو حالت متقارن و نامتقارن بودن توزیع بازدهی، نیمه‌واریانس می تواند به طور مستقیم بیان کننده‌ی مفهوم ریسک سرمایه‌گذاری باشد. به عبارت دیگر نیمه واریانس حداقل می تواند به اندازه‌ی واریانس، بیان کننده‌ی مفهوم ریسک باشد. در مقاله‌ی حاضر برآنیم تا با جایگزینی سه نوع معیار ریسک نامطلوب به جای معیار سنتی ریسک(بتا)، عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را در تبیین رابطه میان ریسک و بازده مورد بررسی قرار دهیم.

**واژه‌های کلیدی:**
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، ریسک سیستماتیک، ریسک نامطلوب، نیمه‌واریانس، بتا

**طبقه بندی JEL : G11, G12, G14, G15**

* استادیار دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت
** نویسنده مسئول - دانشجوی دوره دکتری دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

Archive of SID
www.SID.ir

**مقدمه**

ریسک یکی از مهم‌ترین عوامل تصمیم گیری در حوزه‌ی سرمایه‌گذاری است. اندازه‌گیری مناسب این عامل، سرمایه گذاران را در امر شناسایی و انتخاب گزینه‌های سرمایه گذاری کمک می کند. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ($CAPM$) یکی از مهم‌ترین و کابردی‌ترین مدل‌های قیمت‌گذاری است که علی‌رغم نقاط قوّتی که این مدل داراست، اما هم در حوزه‌ی عمل و هم در حوزه‌ی آکادمیک با انتقادهای فراوانی مواجه بوده و هست. برابر گرفتن نوسانات مطلوب و نامطلوب[1] از فرضیات اساسی این مدل در اندازه‌گیری ریسک سرمایه گذاری است(Strada,2002).

چنان چه تعریف ریسک را به صورت «زیان بالقوه‌ی سرمایه گذاری که قابل محاسبه است» و یا «در معرض خطر قرار گرفتن » بپذیریم(راعی و سعیدی، ۱۳۸۳) منطقی است که تغییرات مطلوب بازدهی(تغییرات بالای حدّ متوسط یا هر میزان مورد هدف) به عنوان ریسک لحاظ نشوند و فقط تغییرات کمتر از میانگین(یا هر هدف غیر از میانگین) در محاسبه‌ی ریسک منظور شود. استفاده از نیمه‌واریانس در محاسبه‌ی ریسک، یکی از رویکردهای جدیدی است که با این تعریف تناسب بیشتری دارد. مطالعات نشان می دهد که اگر در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ($CAPM$) به جای بتای سنتی که مبنای محاسباتی آن واریانس است، از بتای نامطلوب با مبنای محاسباتی نیمه واریانس استفاده شود، بهتر می توان رفتار سرمایه گذاران را در ارتباط با ریسک و بازده تبیین کرد(Strada,2007). شایان ذکر است که واریانس بازدهی به عنوان معیار ریسک، حداقل به دو دلیل زیر نمی تواند با مفهوم ریسک چنان که شرح آن گذشت، سازگار باشد. اول این‌که واریانس بازدهی فقط در وضعیتی می تواند معیار مناسبی از ریسک باشد که توزیع بازدهی دارایی‌ها متقارن باشد و دوم این‌که زمانی می توان به طور مستقیم از واریانس به عنوان معیاری از ریسک استفاده کرد که توزیع بازدهی دارایی‌ها طبیعی باشد. بنابراین دو شرط متقارن بودن[2] و طبیعی بودن[3] بازدهی از پیش فرض های ضروری در استفاده از واریانس به عنوان معیار ریسک است.

1- Upside & Downside Volatility
2-Symmetry
3- Normality

Archive of SID

www.SID.ir

از طرف دیگر نیمه‌واریانس[1] بازدهی بنا به دلایل زیر می تواند معیار مناسبی از ریسک باشد. نخست این‌که بدیهی است سرمایه گذاران از تغییرات مطلوب(مثبت)گریزان نیستند، بلکه فقط از تغییرات نامطلوب(منفی) گریزانند. دوم این‌که در هر دو حالت متقارن و نامتقارن بودن توزیع بازدهی، نیمه واریانس می تواند به طور مستقیم بیان کننده‌ی مفهوم واقعی ریسک باشد. به عبارت دیگر نیمه واریانس حداقل می تواند به اندازه‌ی واریانس، بیان کننده‌ی مفهوم ریسک باشد. در دنیای واقعی، سرمایه گذاران نسبت به تغییرات منفی در مقایسه با تغییرات مثبت حساسیت بیشتری دارند، ولی واریانس به عنوان معیار متداول ریسک در مدل‌های قیمت‌گذاری سنتی، تغییرات مثبت و منفی را به طور یکسان در نظر می گیرد. مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر میانگین و نیمه واریانس دارای تمام ویژگی های کلیدی مدل های سنتی قیمت گذاری از قبیل کارایی پرتفولیوی بازار و وجود رابطه ای خطی میان ریسک و بازده است. برای توزیع های بازدهی متقارن، بتای معمولی با بتای نامطلوب یکی است. ولی برای توزیع های بازدهی نامتقارن از قبیل توزیع‌های نرمال لگاریتمی، نتایج حاصل با هم متفاوت خواهند بود. پرایس و نانتل[2] (۱۹۸۲) طی یک مطالعه‌ای نشان دادند که درایالات متحده بتای معمولی و بتای نامطلوبِ شرکت ها با هم متفاوت هستند. آن‌ها هم‌چنین به این نتیجه رسیدند که بتای معمولیِ سهامِ با بتای پایین تر، از بتای نامطلوب آن‌ها به طور فاحشی کمتر و بتای معمولیِ سهامِ با بتای بالاتر، از بتای نامطلوب آن‌ها بیشتر است. این یافته ها می تواند تبیین مناسبی از نتایج آزمون هایی باشد که توسط محققانی از قبیل بلک، جنسن و شولز[3](۱۹۷۲)، فاما و مک بِث[4](۱۹۷۳) ،رینگانوم[5] (۱۹۸۱) ، و فاما و فرنچ[6] (۱۹۹۲) ، انجام گرفته بود. در آزمون هایی که محققان نام برده انجام داده اند، به نظر می رسید که در دنیای واقعی، سهام با بتای پایین‌تر، زیر قیمت[7] و سهام با بتای بالاتر، بالای قیمت[8]

1- Semivariance
2-Price,1982& Nantell
3-Black,Jensen&Scholes,1972
4-Fama&MacBeth,1973
5-Reinganum,1981
6-Fama,1992&French
7- Under Price
8- Over Price

Archive of SID

www.SID.ir

برآوردی مدل، قیمت گذاری شده بودند که علت اصلی این ناهماهنگی میان نتایج انتظاری مدل و رفتار سرمایه گذاران در دنیای واقعی، به بتای محاسبه شده مربوط است.

**اهمیت موضوع**

تخصیص بهینه‌ی منابع مالی یکی از مهم‌ترین اقدامات در حوزه‌ی سرمایه گذاری است که به جرأت می توان گفت نتیجه نهایی همه‌ی تلاش های مدیریت سرمایه‌گذاری در این مرحله نمود پیدا می کند. سرمایه گذاران چه در سطح خرد و چه در سطح نهادی همیشه به دنبال این هستند که منابع مالی محدودِ در اختیار خود را با رعایت اصول مدیریت سرمایه‌گذاری، به صورت بهینه به گزینه های مختلف سرمایه گذاری اختصاص دهند. در بازاری که منابع مالی محدود به صورت مناسب به گزینه های سرمایه گذاری تخصیص می یابد، سرمایه گذاران از اطمینان نسبی برای سرمایه گذاری برخوردارند و ساز وکارهای بازار هم به سمت کارایی حرکت می کند.

متأسفانه یکی از مشکلات عمده ای که بازار سرمایه‌ی اکثر کشورهای دارای اقتصاد نوظهور[1] با آن مواجه هستند، مناسب نبودن تخصیص منابع مالی است. در حال حاضر بازار سرمایه ایران هم دارای چنین وضعیتی است. رفع چنین مشکلی، مستلزم شناخت فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری با استفاده از ابزارهایی با دقت بیشتر برای پیش بینی متغیّرهای ضروری تصمیم‌گیری است. اکثر اوقات عدم موفقیت سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، معلول ناتوانی آن‌ها در انجام پیش بینی‌های مناسب از متغیّرهای مربوطه است. بنابراین چنان‌چه با استفاده از ابزارها و یا مدل‌های مناسب بتوانیم متغیّرهای ضروری تصمیم‌گیری را با دقت بیشتری پیش‌بینی کنیم، منابع مالی به گونه‌ای مناسب‌تر هدایت می شوند و بازار در جهت کارایی حرکت خواهد کرد. ابزارهای اندازه‌گیری ریسک که تا به حال مورد استفاده‌ی سرمایه‌گذاران بوده‌است، با توجه به محدودیت‌هایی که هم از نظر تئوریکی و هم از نظر عملی دارند، نتوانسته‌اند ریسک را آن‌چنان که در دنیای واقعی هست، مورد سنجش قرار دهند. بدین معنی که در بعضی موارد بیشتر و در بعضی دیگر کمتر از آن‌چه هست اندازه‌گیری کرده اند.

مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای ($CAPM$) یکی از ابزارهای تبیین رابطه‌ی ریسک و بازدهی دارایی هاست که مانند سایر مدل های اقتصادی از محدودیت های

1- Emerging

Archive of SID

www.SID.ir

چندی برخوردار است. از آن‌جا که توانایی این مدل در آزمون های تجربی انجام شده از طرف محققان رشته های اقتصاد مالی و سرمایه گذاری، نه تنها در همه‌ی موارد تایید نشده، بلکه در مواردی چند، مورد تردید هم قرار گرفته است.

**پیشینه‌ی موضوع**

باوا و لیندنبرگ[1](۱۹۷۷) با ارائه‌ی مدل تغییرات بخش پایینی[2] عدم تقارن در توزیع بازدهی دارایی ها را در نظر گرفته و مدل تعادلی خود را تحت عنوان $LPM-CAPM$ معرفی کرده‌اند.هوگان‌وارن[3] (۱۹۷۴) نشان دادند که با جایگزینی نیمه انحراف از استاندارد به جای انحراف از استاندارد در اندازه‌گیری ریسک پرتفولیو، ساختار اصلی مدل $CAPM$ باز هم به قوّت خود باقی می‌ماند. پرایس و نانتل[4] هم ارتباط میان تغییرات بخش پایین‌تر از میانگین[5]( $MLPM$) را به عنوان معیار ریسک سیستماتیک و چارچوب مبتنی بر میانگین- واریانس مدل $CAPM$ مورد بررسی قرار دادند. آنان به این نتیجه رسیدند که اگر توزیع بازدهی دارایی‌ها و پرتفولیوی بازار از نوع نرمال لگاریتمی و فاقد چولگی باشد، دو معیار مذکور متفاوت از هم خواهند بود. باوا و لیندنبرگ(۱۹۷۷) و نانتل و پرایس(۱۹۷۹) هم‌چنین نشان دادند که اگر توزیع بازدهی دارایی ها و بازدهی پرتفولیوی بازار از نوع طبیعی باشد بتای سنتی با بتای نامطلوب برابر خواهد بود.

هومِیفار وگرِدی[6] (۱۹۹۰) رابطه میان بتای نامطلوب و نرخ بازدهی هدف را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که درجه‌ی دوم $LPM$ در صورتی که نرخ بازدهی هدف متفاوت از بازدهی بدون ریسک باشد، معیار اریب داری[7] از ریسک سیستماتیک است. نتایج بررسی‌های هومِیفار و گردی، یافته های مطالعه نانتل و پرایس را مبنی بر این‌که در صورت پایین بودن نرخ بازدهی هدف از نرخ بازدهی بدون ریسک، بتای سنتی مربوط به دارایی های با ریسک پایین باید بیشتر از بتای نامطلوب باشد را

1-Bawa&Lindenberg,1977
2- Lower Partial Moment
3-Hogan&Warren,1974
4-Price&Nantell
5- Mean-Lower Partial Moment
6-Homaifar&Graddy,1990
7- Biased Measure

Archive of SID

www.SID.ir

تایید می کند. هارلو و رائو[1](۱۹۸۹) شکلی از مدل قیمت گذاری را بر اساس چارچوب ریسک نامطلوب توسعه دادند که همه‌ی مدل های قبلی حالت خاصی از مدل کلی آن‌ها به حساب می آید. طی یک مطالعه‌ی تجربی به این نتیجه رسیدند که متوسط بازدهی دارایی ها در مقایسه با نرخ بازدهی بدون ریسک، معیار مناسبی از نرخ هدف است.

پرایس و نانتل(۱۹۸۲) ارتباط میان بتای سنتی و بتای نامطلوب را در نمونه ای که از بازار اوراق بهادار ایالات متحده انتخاب شده بود، مورد بررسی قرار دادند. هنگام بررسی ارتباط میان بتای سنتی و بتای نامطلوب، متوجه شدند که بازدهی دارایی‌های موجود در بازار دارای چولگی منفی هستند. پِدرسِن و هانگ[2] (۲۰۰۳) هم در مطالعه‌ای که از بازار اوراق بهادار انگلستان انجام دادند به دنبال بررسی این موضوع بودند که با بتای نامطلوب در مقایسه با بتای سنتی، رفتار نرخ بازدهی چه تعدادی از اوراق بهادار موجود در بازار بهتر قابل تبیین است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اگرچه مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر ریسک نامطلوب رفتار نرخ بازدهی دارایی‌ها را بهتر از مدل قیمت گذاری سنتی تبیین می کند، ولی این امر در مورد درصد اندکی از دارایی‌ها مصداق دارد. بنابراین درباره‌ی کل بازار نمی توان گفت که عملکرد بتای نامطلوب بهتر از بتای سنتی است.

در بررسی های انجام شده‌ی گالاگدرا دان[3] (۲۰۰۷) مشخص شد که رابطه‌ی میان بتای سنتی و بتای نامطلوب تحت تأثیر عواملی از قبیل انحراف از استاندارد، چولگی و کشیدگی است و تأثیر عوامل مذکور بر روابط استخراج شده در چارچوب نامطلوب از نظر اهمیت قابل توجه است. نتایج مطالعه‌ی دان نشان می دهد که در صورت طبیعی نبودن توزیع بازدهی دارایی‌ها به نظر می رسد که بتای باوا و لیندنبرگ معیار بهتری از ریسک سیستماتیک در مقایسه با دیگر معیارهای بحث شده باشد. هم‌چنین در بازارهایی که توزیع بازدهی آن‌ها دارای کشیدگی بیشتری است بتای هارلو و رائو نسبت به دیگر بتاها، معیار مناسبی از ریسک سیستماتیک است. خلاصه این‌که نتایج مطالعه‌ی دان نشان می دهد که در بازارهای نوظهور یک مدل استانداردی که دارای قابلیت

1-Harlow&Rao,1989
2-Pedersen&Hwang,2003
3-Galagedera Don,2007

Archive of SID

www.SID.ir

پذیرش بیشتری باشد، وجود ندارد و این امر باید مورد توجه فعالان چنین بازارهایی باشد.

نتایج مطالعات استرادا[1](۲۰۰۷) نشان می دهد که معیارهای ریسک نامطلوب(به‌خصوص بتای نامطلوب) در مقایسه با معیارهای سنتی ریسک، بر اساس داده های تجربی از اعتبار بیشتری برخوردارند. استرادا در مطالعه‌ی خود از داده های مربوط به بازدهی شاخص بازارهای نوظهور[2] و بازارهای توسعه یافته[3] استفاده کرده است. در بررسی های استرادا بتای نامطلوب ۴۵ درصد از تغییرات بازدهی مقطعی کل نمونه مورد بررسی را توضیح می دهد. این در حالی است که ۵۵ درصد از تغییرات بازدهی مقطعی نمونه مربوط به بازارهای نوظهور از طریق بتای نامطلوب قابل تبیین است. یافته های استرادا هم‌چنین نشان می دهد که متوسط بازدهی در هر دو بازار نوظهور و توسعه یافته نسبت به تغییرات بتای نامطلوب در مقایسه با همان میزان تغییرات در بتای سنتی، از حساسیت بالایی برخوردارند. علاوه بر این، بر خلاف شکل استاندارد مدل $CAPM$، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر ریسک نامطلوب، بازدهی مورد انتظار را برای بازارهای نوظهور بیشتر از بازارهای توسعه یافته برآورد می کند و نهایتاً این‌که در بازارهای نوظهور، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر ریسک نامطلوب، متوسط بازدهی سالیانه را ۲/۵ درصد بیشتر از مدل استاندارد $CAPM$ پیش بینی می کند. این تفاوت در پیش بینی میان دو مدل مذکور از نظر اهمیت بسیار زیاد بوده و برای فعالان بازار قابل اغماض نیست. زیرا ۲/۵ درصد اختلاف میان پیش بینی ها می تواند در بسیاری از موارد به ردّ یا پذیرش پروژه های سرمایه گذاری منجر شود و به طرز قابل توجهی در تصمیمات مربوط به ارزشگذاری شرکت ها تأثیر داشته باشد.

**فرضیه‌های تحقیق**

**فرضیه‌ی اول:** قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوبِ باوا-لیندنبرگ ($\beta_{im}^{(BL)}$) از رابطه‌ی ریسک و بازده، بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی ($\beta_{im}$) است.

**فرضیه‌ی دوم**: قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوبِ هارلو- رائو ($\beta_{im}^{(HR)}$) از رابطه‌ی ریسک و بازده، بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی ($\beta_{im}$) است.

1-Estrada,2007
2-Emerging Markets
3- Developed Markets

Archive of SID

www.SID.ir

**فرضیه‌ی سوم:** قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوب استرادا ($\beta_{im}^{(ES)}$) از رابطه‌ی ریسک و بازده، بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی ($\beta_{im}$) است.

**متغیّرهای تحقیق و تعریف عملیاتی آن‌ها**

متغیّرهای به کار رفته در تحقیق حاضر عبارتند از نرخ بازده سهام، نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک، بتای سنتی و سه نوع بتای نامطلوب.

**الف- نرخ بازده سهام** ($R_{it}$)

برای اندازه گیری نرخ بازده سرمایه گذاری، عایدی حاصل از سرمایه‌گذاری را بر مبلغ اولیه‌ی سرمایه‌گذاری تقسیم می کنیم. عایدی حاصل از سرمایه‌گذاری، از دو بخش تشکیل می شود: ۱- مبلغ دریافتی بابت سود سهام؛ ۲- منفعت یا ضرر سرمایه ناشی از تغییر قیمت سهام در طی دوره‌ی سرمایه‌گذاری. به عبارت دیگر تفاضل جریان‌های نقدی ورودی از جریان‌های نقدی خروجی، تقسیم بر جریان نقدی های نقدی خروجی، نرخ بازده سرمایه گذاری را به دست می دهد.

**ب- نرخ بازده بازار** ($R_{mt}$)

نرخ بازده بازار در این تحقیق به صورت درصد تغییرات هفتگی شاخص کل قیمت سهام بازار بورس تهران[1] تعریف شده است.

**پ- نرخ بازده بدون ریسک** ($R_f$)

نرخ بازده بدون ریسک در این تحقیق برای سال های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ سود سالیانه‌ی علی الحساب اوراق مشارکت در نظر گرفته شده است.

**ت- بتای سنتی**

بتا معیاری از تغییرپذیری یا ریسک سیستماتیک یک دارایی و یا یک سبد سرمایه‌گذاری در مقایسه با بازار است که با استفاده از تکنیک تجزیه و تحلیل رگرسیون به صورت زیر مورد محاسبه قرار می گیرد:

$$\beta_{im} = \frac{COV(R_i, R_m)}{VAR(R_m)} = \frac{E[(R_i - \mu_i).(R_m - \mu_m)]}{E[(R_m - \mu_m)]^2}$$

1- Tehran Exchange Price Index(TEPIX)

Archive of SID

www.SID.ir

**ث- بتای نامطلوب**

مطابق تعریف سنتی ریسک و استفاده از واریانس به عنوان معیار ریسک، در محاسبه‌ی بتای معمولی از تمامی داده های مربوط به بازدهی استفاده می شود. ولی در محاسبه‌ی بتای نامطلوب که مبتنی بر مفهوم نیمه واریانس است، فقط از داده های دارای شرط مطابق با تعریف جدید ریسک، استفاده می شود. در این تحقیق سه نوع بتای نامطلوب به صورت زیر مورد محاسبه قرار گرفته است:

-بتای نامطلوب باوا- لیندنبرگ

$$\beta_{im}^{(BL)} = \frac{E[(R_i - R_f).\min(R_m - R_f,0)]}{E[\min(R_m - R_f,0)]^2}$$

- بتای نامطلوب هارلو- رائو

$$\beta_{im}^{(HR)} = \frac{E[(R_i - \mu_i).\min(R_m - \mu_m,0)]}{E[\min(R_m - \mu_m,0)]^2}$$

-بتای نامطلوب استرادا

$$\beta_{im}^{(ES)} = \frac{E[\min(R_i - \mu_i,0).\min(R_m - \mu_m,0)]}{E[\min(R_m - \mu_m,0)]^2}$$

**جامعه، نمونه، قلمرو تحقیق و روش تحقیق**

کلیه‌ی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۸۴ جامعه‌ی مورد بررسی در این تحقیق را تشکیل می دهند. بر اساس اطلاعات استخراج شده از پایگاه اطلاعات مربوط به داده های شرکت های بورسی، مشخص شد که کلیه‌ی شرکت های پذیرفته شده در پایان سال ۱۳۸۴ بالغ بر ۴۰۹ شرکت است. از آن‌جا که دوره‌ی مورد بررسی این تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۳ تا انتهای سال ۱۳۸۴ است، انتخاب اعضای نمونه‌ی نهایی از طریق اعمال دو فیلتر به شرح زیر انجام شد:

**فیلتر اول :** حذف شرکت هایی که سهام آن‌ها برای اولین بار در طی دوره‌ی مورد مطالعه(۸۳-۸۴) عرضه شده بود.

در مورد اعمال فیلتر اول اجمالاً به دو مورد از دلایل اشاره می شود:۱- پذیرش سهام این شرکت ها در بورس بیشتر از نیمه‌ی دوم سال ۱۳۸۳ به بعد بود. بنابراین داده های مربوط به بازدهی این شرکت ها برای بررسی و استخراج عوامل مورد مطالعه تحقیق کامل نبود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- قیمت سهام شرکت های تازه پذیرفته شده در بورس دارای نوسانات غیر طبیعی است که به عملکرد کلی بازار ارتباط چندانی ندارد، بلکه به ناموزون بودن سازوکار عرضه وتقاضا مربوط است. لذا از آن‌جا که در این تحقیق به دنبال بررسی اثرات عملکرد بازار بر عملکرد سهام و برآورد ریسک سیستماتیک چه از نوع سنتی و چه از نوع نامطلوب آن هستیم، بهتر است که شرکت های جدیدالورود را از محدوده‌ی نمونه خارج کنیم. با حذف شرکت های تازه پذیرفته شده در طی سال های مورد بررسی از ۴۰۹ شرکت، ۳۶۴ شرکت به عنوان شرکت های دارای شرایط اولیه برای بررسی های بعدی انتخاب شدند.

**فیلتر دوم :** حذف شرکت های دارای وقفه‌ی معاملاتی بیش از دو ماه(۸ هفته) از میان شرکت هایی که از فیلتر اول عبور کرده اند.

با اعمال این فیلتر از ۳۶۴ شرکت باقی مانده از نتیجه‌ی فیلتر اول فقط ۸۳ شرکت به عنوان عضو نمونه‌ی نهایی انتخاب شدند. دلیل اعمال فیلتر دوم هم این است که اگر نماد شرکتی برای یک مدتی طولانی بسته شده باشد و سهام آن مورد معامله قرار نگیرد، اولاً عوامل مربوط به آن سهم قابلیت مقایسه با سهامی را به طور مداوم مورد معامله قرار گرفته ندارد و ثانیاً عوامل برآوردی آن از قبیل معیارهای ریسک سیستماتیک(سنتی و نامطلوب) از نظر آماری چندان معنادار نخواهد بود.

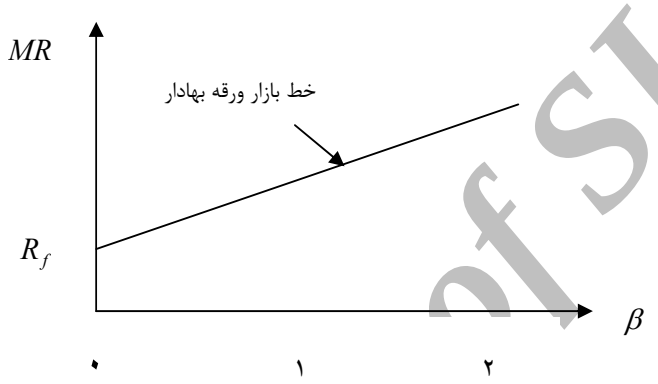
بعد از انتخاب نمونه نهایی، ابتدا بتای سنتی همه‌ی اعضای نمونه را بر مبنای داده‌های مربوط به بازدهی هفتگی در نیمه‌ی دوم سال ۱۳۸۲(یک دوره‌ی شش ماهه) محاسبه می‌کنیم. سپس شرکت های عضو نمونه را بر اساس بتای آن‌ها از کمترین به بیشترین مرتب می کنیم. نهایتاً شرکت ها را در شانزده طبقه یا به عبارتی در قالب شانزده پرتفولیو(استراتژی) با وزن های برابر[1] قرار می دهیم. بدین ترتیب که $\frac{۱}{۱۶}$ از سهامِ با کمترین بتا در پرتفولیوی شماره‌ی یک ، $\frac{۱}{۱۶}$ بعدی در پرتفولیوی شماره‌ی دو ، و ..... قرار می‌گیرند(با انجام این کار اجزای تشکیل دهنده یا سهام تشکیل دهنده هر کدام از پرتفولیوها مشخص می شود). در ادامه نرخ‌های بازده هر پرتفولیو را برای چهار هفته‌ی اول(یک ماهه‌ی اول) ۱۳۸۳محاسبه می کنیم. مجدداً بتاهای شرکت های عضو نمونه را در دوره‌ی شش ماهه‌ی دوم یعنی پنج ماه از سال ۱۳۸۲ و یک ماه از سال

1-Equal Weights

Archive of SID

www.SID.ir

۱۳۸۳ محاسبه می کنیم و بعد از مرتب کردن سهام عضو نمونه بر اساس بتای محاسبه شده آن‌ها را دوباره در قالب ۱۶ پرتفولیو قرار می دهیم. سپس نرخ های بازده هر پرتفولیو را برای چهار هفته‌ی دوم(یک ماهه‌ی دوم)۱۳۸۳محاسبه می کنیم. این فرآیند برای تمامی ماه‌های ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۸۴ به شیوه‌ی فوق تکرار می گردد. برای پرتفولیوهای تشکیل شده متوسط بازدهی و چهار نوع بتا محاسبه می کنیم. با برازش خط رگرسیون میان متوسط بازدهی و بتاهای محاسبه شده به منظور استخراج(برآورد) خط بازار ورقه‌ی بهادار[1]، فرضیه های فرعی هم مورد آزمون قرار می گیرد. فرضیه های فرعی عنوان شده را می توان با استفاده از تفاوت ضریب تعیینِ خطوط برآوردی مورد آزمون قرارداد. نمودار زیر خط بازار ورقه بهادار را نشان می دهد:




**آزمون فرضیه‌ها**

در فرضیه‌ی اول ادعا بر این است که قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوبِ باوا- لیندنبرگ ($\beta_{im}^{(BL)}$) از رابطه‌ی ریسک و بازده، بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی ($\beta_{im}$) است. خلاصه‌ی نتایج حاصل از برآورد خط بازار ورقه‌ی بهادار بر مبنای بتای سنتی و بتای نامطلوب باوا- لیندنبرگ در جدول شماره‌ی یک آمده است. با توجه به خلاصه‌ی اطلاعات مندرج درجدول شماره ی یک عرض از مبدأ ($\lambda_0$) هر دو خط بازار ورقه‌ی بهادار برآورد شده در سطح خطای پنج درصد معنی دار نیستند(متفاوت از صفر نمی‌باشند). با توجه به مقدار $t$ محاسبه شده شیب ($\lambda_1$) هر دو خط بازر ورقه‌ی

---

۱- خط بازار ورقه‌ی بهادار $Security\ Market\ Line(SML)$ مکان هندسی ترکیبات مختلف بتا و متوسط بازدهی برای اوراق بهادار موجود در بازار است.

Archive of SID

www.SID.ir

بهادار برآورد شده هم در سطح خطای پنج درصد معنی دار هستند. یا به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد می توان گفت که شیب های برآورد شده متفاوت از صفر می باشند. اطلاعات جدول مذکور نشان می دهدکه ۶۸ درصد از تغییرات متوسط بازدهی $(MR)$ توسط بتای سنتی و در مقابل آن ۶۹ درصد توسط بتای نامطلوب باوا- لیندنبرگ قابل تبیین است. اختلاف میان قدرت تبیین کنندگی $(R^2)$ دو متغیّر مستقل فقط یک درصد است که از نظر اهمیت بسیار جزئی و قابل اغماض است. بنابراین نمی توان ادعا کرد که قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوب باوا- لیندنبرگ از رابطه میان ریسک بازده بیشتر از بتای سنتی است. یا به عبارت دیگر بر اساس اطلاعات موجود از نمونه‌ی مورد بررسی فرضیه‌ی فرعی اول تایید نمی گردد.

**جدول شماره ی یک**

$$MR_i = \lambda_0 + \lambda_1 RV_i + \varepsilon_i$$

| $RV$ | $\lambda_0$ | $t-stat$ | $\lambda_1$ | $t-stat$ | $R^2$ | $Adj-R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\beta_{im}$ | -۰/۰۳ | -۰/۸۷ | ۰/۲۹ | ۶/۶۶ | ۰/۶۸ | ۰/۶۳ |
| $\beta_{im}^{(BL)}$ | -۰/۰۷ | -۱/۷۵ | ۰/۴۸ | ۵/۸۵ | ۰/۶۹ | ۰/۶۴ |

$MR$: متوسط بازدهی، $RV$: متغیّر ریسک که شامل $\beta_{im}$ و $\beta_{im}^{(BL)}$ است.

فرضیه‌ی دوم بیان می کند که قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوبِ هارلو- رائو $(\beta_{im}^{(HR)})$ از رابطه‌ی ریسک و بازده، بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی $(\beta_{im})$ است. خلاصه‌ی اطلاعات مربوط به برآورد خط بازار ورقه بهادار بر مبنای دو متغیّر مستقل بتای نامطلوبِ هارلو- رائو و بتای سنتی به صورت جدول شماره‌ی دو می باشد. با توجه به اطلاعات مندرج درجدول شماره‌ی دو، عرض از مبدأ $(\lambda_0)$ خط بازار ورقه بهادار برآورد شده توسط بتای سنتی در سطح خطای پنج درصد معنی دار نیست، ولی عرض از مبدأ خط بازار ورقه‌ی بهادار برآورد شده توسط بتای نامطلوب هارلو- رائو در سطح خطای پنج درصد معنی‌دار است. با توجه به مقدار آماره‌ی $t$ محاسبه شده شیب $(\lambda_1)$ هر دو خط بازار ورقه بهادار برآورد شده هم در سطح خطای پنج درصد معنی دار هستند. یا به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد می توان گفت که شیب های برآورد شده متفاوت از صفر می‌باشند. هم‌چنین اطلاعات جدول فوق حاکی

Archive of SID

www.SID.ir

از این است که ۶۸ درصد ازتغییرات متوسط بازدهی $(MR)$ توسط بتای سنتی و در مقابل آن ۶۹ درصد توسط بتای نامطلوب هارلو- رائو قابل تبیین است. اختلاف میان قدرت تبیین کنندگی $(R^2)$ دو متغیّر مستقل فقط یک درصد است که از نظر اهمیت بسیار جزئی و قابل اغماض است. بنابراین نمی توان ادعا کرد که قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوب هارلو- رائو از رابطه‌ی میان ریسک بازده بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی است. یا به عبارت دیگر بر اساس اطلاعات موجود از نمونه‌ی مورد بررسی فرضیه‌ی فرعی دوم هم تایید نمی‌گردد.

**جدول شماره‌ی دو**

| $MR_i = \lambda_0 + \lambda_1 RV_i + \varepsilon_i$ | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $RV$ | $\lambda_0$ | $t-stat$ | $\lambda_1$ | $t-stat$ | $R^2$ | $Adj-R^2$ |
| $\beta_{im}$ | -۰/۰۳ | -۰/۸۷ | ۰/۲۹ | ۶/۶۶ | ۰/۶۸ | ۰/۶۳ |
| $\beta_{im}^{(HR)}$ | -۰/۰۹ | -۲/۳۹ | ۰/۳۶ | ۷/۲۱ | ۰/۶۹ | ۰/۶۴ |

$MR$: متوسط بازدهی، $RV$: متغیّر ریسک که شامل $\beta_{im}$ و $\beta_{im}^{(HR)}$ است.

**جدول شماره ی سه**

| $MR_i = \lambda_0 + \lambda_1 RV_i + \varepsilon_i$ | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $RV$ | $\lambda_0$ | $t-stat$ | $\lambda_1$ | $t-stat$ | $R^2$ | $Adj-R^2$ |
| $\beta_{im}$ | -۰/۰۳ | -۰/۸۷ | ۰/۲۹ | ۶/۶۶ | ۰/۶۸ | ۰/۶۳ |
| $\beta_{im}^{(ES)}$ | ۰/۰۷ | ۱/۸۹ | ۰/۲۲ | ۲/۴۳ | ۰/۸۳ | ۰/۸۰ |

$MR$: متوسط بازدهی، $RV$: متغیّر ریسک که شامل $\beta_{im}$ و $\beta_{im}^{(ES)}$ است.

با توجه به خلاصه اطلاعات مندرج درجدول شماره‌ی سه، عرض از مبدأ $(\lambda_0)$ هر دو خط بازار ورقه بهادار برآورد شده در سطح خطای پنج درصد معنی دار نیستند. با توجه به مقدار آماره‌ی $t$ محاسبه شده، شیب $(\lambda_1)$ هر دو خط بازار ورقه بهادار برآورد شده هم در سطح خطای پنج درصد معنی دار هستند. یا به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که شیب های برآورد شده متفاوت از صفر می باشند. هم‌چنین اطلاعات جدول مذکور نشان می دهدکه ۶۸ درصد ازتغییرات متوسط بازدهی $(MR)$

Archive of SID

www.SID.ir

توسط بتای سنتی و در مقابل آن ۸۳ درصد توسط بتای نامطلوب استرادا قابل تبیین است. اختلاف میان قدرت تبیین کنندگی ($R^2$) دو متغیّر مستقل پانزده درصد است که از نظر اهمیت قابل توجه و چشمگیر است. بنابراین این ادعا را که قدرت تبیین کنندگی بتای نامطلوب استرادا از رابطه‌ی میان ریسک بازده بیشتر از قدرت تبیین کنندگی بتای سنتی است، نمی‌توان رد کرد. یا به عبارت دیگر بر اساس اطلاعات موجود از نمونه‌ی مورد بررسی فرضیه‌ی سوم تایید می شود.

**نتیجه گیری**

هدف اصلی مدل $CAPM$ تعیین نرخ بازدهی یک دارایی بر اساس ریسک سیستماتیک آن است. در شکل سنتی $CAPM$ریسک یک دارایی معادل واریانس بازدهی است که در محاسبه‌ی آن همه‌ی تغییرات بازدهی(مطلوب و نامطلوب) لحاظ می شود. مفهوم ریسک نامطلوب که اخیراً مورد توجه محققان مالی قرار گرفته فقط با بخش نامطلوب تغییرات سروکار دارد. معیار تشخیص مطلوب یا نامطلوب بودن تغییرات به نرخ بازدهی هدف بستگی دارد که می تواند متوسط بازدهی، نرخ بازدهی بدون ریسک و یا هر نرخ مورد نظر سرمایه گذاران باشد. با توجه به تحقیقات نظری و پیشینه‌ی ریسک نامطلوب، در تحقیق حاضر سه نوع معیار ریسک نامطلوب مورد توجه و عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در تبیین رفتار بازار سرمایه بر اساس چهار نوع بتا(بتای سنتی و سه نوع بتای نامطلوب) مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به نتایج حاصل از مطالعه‌ی انجام شده بر روی نمونه‌ی مورد بررسی و در قالب سه فرضیه‌ی فرعی می توان گفت که استفاده از بتای نامطلوب باوا- لیندنبرگ و بتای نامطلوب هارلو- رائو به عنوان معیار ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، تفاوت قابل توجهی در برآورد بازدهی مورد انتظار پرتفولیوهای تشکیل شده ایجاد نمی کند. یا به عبارت دیگر این دو معیار از ریسک سیستماتیک نامطلوب دارای عملکردی برابر با عملکرد بتای سنتی است. از طرف دیگر استفاده از بتای نامطلوب استرادا به عنوان جایگزین بتای سنتی در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای به منظور تخمین بازدهی مورد انتظار با توجه به اختلاف قابل توجه در قدرت تبیین کنندگی ($R^2$) دارای ارجحیت است. بر اساس یافته های این تحقیق، اگر در تخمین بازدهی مورد انتظار با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بتای نامطلوب

Archive of SID

www.SID.ir

استرادا را جایگزین بتای سنتی قرار دهیم، نتایج حاصل ضمن بالا بودن دقت برآورد، متفاوت هم خواهند بود.

## منابع و مآخذ


۱. راعی، رضا و سعیدی، علی(۱۳۸۳) ***مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک***، تهران : انتشارات سمت و دانشکده‌ی مدیریت دانشگاه تهران، چاپ اول.

۲. راعی، رضا و تلنگی، احمد(۱۳۸۳) ***مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته***، تهران :انتشارات سمت.

3- Estrada, J(2002) ***Systematic Risk in Emerging Markets: The D-CAPM***, *Emerging Market Review V (3), P 365-379.*

4- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French(1992) ***The Cross-Section of Expected Stock Returns***, *Journal of Finance. V47 (2) P 427-466.*

5- Estrada, J.(2002) ***Mean-semi variance behavior: an alternative behavioral model***, *Working paper, I ESE Business.*

6-Estrada, J. *(2007)* ***Mean-Semivariance behavior: Downside risk and capital asset pricing,*** *International Review of Economics and Finance 16 P.169-185.*

7- Bawa, V., & Lindenberg, E(1977) ***Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework,*** *Journal of Financial Economics, 5,P. 189-200.*

8- Harlow, V., & Rao, R, (1989) ***asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: Theory and evidence,*** *Journal of Financial and Quantitative Analysis. 24P., 285-311.*

9- Hogan, W., & Warren, J, (1974)***Toward the development of equilibrium capital market model based on semivariance ,*** *Journal of Financial and Quantitative Analysis.v (9),P. 1-11.*


Archive of SID

www.SID.ir

10- Nantell, Timothy J. and Barbara Price(1979)***An Analytical Comparison Of variance and semi Variance capital market Theories,*** *Journal of Financial and Quantitative Analysis, v14(2), P. 221-242.*

11- Homaifar, G., Graddy, D.B.(1990) ***Variance and lower partial moment betas as alternative risk measures in cost of capital estimation: a defense of the CAPM beta ,*** *Journal of Business Finance Account 17.*

12- Hawng, S., Pedersen, C.S.(2002) ***Best practice risk measurement in emerging markets: empirical test of asymmetric alternatives to CAPM ,*** *working paper, case Business school, UK.*

13- Price, K., Price, B., Nantell. T.J.(1982) ***Variance and lower partial moment measures of systematic risk: some analytical and empirical results,*** *J. finance 37,P. 843-855.*

14- Don U. A. Galagedera*(2007)* ***An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta,*** *Emerging Market Review 8 P. 4-19.*

Archive of SID

www.SID.ir

## ضمائم:

## خروجی مربوط به برآورد مدل ها

### ۱- برآورد خط بازار ورقه‌ی بهادار با بتای سنتی

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.03048479721 | 0.034941191764 1 | -0.872460144343 | 0.400078140339 |
| BETA | 0.289811920321 | 0.043496417615 8 | 6.66289170942 | 2.3167900504e-05 |
| AR(1) | -0.595613125793 | 0.279771701331 | -2.12892555951 | 0.054659395985 |
| R-squared | 0.682036696906 | Mean dependent var | | 0.196701485149 |
| Adjusted R-squared | 0.629042813057 | S.D. dependent var | | 0.332374986027 |
| S.E. of regression | 0.202437155763 | Akaike info criterion | | -0.179918116339 |
| Sum squared resid | 0.491769624401 | Schwarz criterion | | -0.0383080761186 |
| Log likelihood | 4.34938587254 | F-statistic | | 12.8701021207 |
| Durbin-Watson stat | 1.9394424494 | Prob(F-statistic) | | 0.00103338463396 |

### ۲- برآورد خط بازار ورقه‌ی بهادار با بتای نامطلوب باوا-لیندنبرگ

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.073856529136 2 | 0.042083776290 2 | -1.754988160 45 | 0.104733292769 |
| BL_BETA | 0.476720674821 | 0.081499671120 5 | 5.849357037 48 | 7.84580252064e-05 |
| AR(1) | -0.573004072746 | 0.244836489136 | -2.340354065 55 | 0.0373616035703 |
| R-squared | 0.692438144701 | Mean dependent var | | 0.196701485149 |
| Adjusted R-squared | 0.641177835484 | S.D. dependent var | | 0.332374986027 |
| S.E. of regression | 0.19909848846 | Akaike info criterion | | -0.213177804513 |
| Sum squared resid | 0.475682497285 | Schwarz criterion | | -0.0715677642925 |
| Log likelihood | 4.59883353385 | F-statistic | | 13.508270927 |
| Durbin-Watson stat | 1.97015424984 | Prob(F-statistic) | | 0.000846437375935 |

Archive of SID

www.SID.ir

**۳- برآورد خط بازار ورقه‌ی بهادار با بتای نامطلوب هارلو-رائو**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0917725289122 | 0.038444391024 | -2.387150022827 | 0.0343130001248 |
| HR_BETA | 0.364111199819 | 0.0504469593182 | 7.217703598779 | 1.0605924161e-05 |
| AR(1) | -0.669785383982 | 0.282167055971 | -2.373719290778 | 0.0351626033439 |
| R-squared | 0.69126124071 | Mean dependent var | | 0.196701485149 |
| Adjusted R-squared | 0.639804780828 | S.D. dependent var | | 0.332374986027 |
| S.E. of regression | 0.199479055929 | Akaike info criterion | | -0.209358613263 |
| Sum squared resid | 0.477502725053 | Schwarz criterion | | -0.0677485730424 |
| Log likelihood | 4.57018959947 | F-statistic | | 13.4339059139 |
| Durbin-Watson stat | 1.94483645192 | Prob(F-statistic) | | 0.000866057899436 |

**۴- برآورد خط بازار ورقه‌ی بهادار با بتای نامطلوب استرادا**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0754331068996 | 0.0397222387496 | 1.899014488822 | 0.0799802523036 |
| ES_BETA | 0.22282097956 | 0.0913335843228 | 2.439639057333 | 0.0297870854781 |
| MA(1) | -1.69882626323 | 0.696279252571 | -2.439863398114 | 0.0297745407595 |
| R-squared | 0.825137473788 | Mean dependent var | | 0.196467048267 |
| Adjusted R-squared | 0.798235546678 | S.D. dependent var | | 0.321106112188 |
| S.E. of regression | 0.144235080037 | Akaike info criterion | | -0.867383985242 |
| Sum squared resid | 0.270448858071 | Schwarz criterion | | -0.722523599822 |
| Log likelihood | 9.93907188194 | F-statistic | | 30.6720581923 |
| Durbin-Watson stat | 1.8429508688 | Prob(F-statistic) | | 1.19544297391e-05 |

Archive of SID

www.SID.ir