



## بررسی توان توضیح دهندگی CAPM در مقایسه با DCAPM

احمد بدری\*، فرزانه هاشم‌لو\*\*

### چکیده

هدف این مقاله، مقایسه توان توضیح دهندگی CAPM<sup>۱</sup> در مقابل DCAPM<sup>۲</sup> می‌باشد. در این مقاله با استفاده از داده‌های ماهانه مشتمل بر ۹۵ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران از طریق برخی معیارهای ریسک مطلوب و نامطلوب شامل بتا و انحراف معیار، به بررسی این موضوع می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهد هرچند بازده مورد انتظار محاسبه شده با معیار بتای نامطلوب نسبت به بازده مورد انتظار محاسبه شده با معیار بتا، بازده واقعی را بهتر تشریح می‌کند، لیکن شواهد محکمی مبنی بر برتری معنی‌دار معیارهای نامطلوب نسبت به معیارهای مطلوب بدست نیامد. همچنین شواهدی مبنی بر برتری بازده پرتفوی بتای نامطلوب بالا نسبت به پرتفوی بتای نامطلوب پایین، مشاهده نشد.

**واژه‌های کلیدی:** بتا، بتای مطلوب، بتای نامطلوب، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های

سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده

---

\*استادیار دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده مدیریت و حسابداری

\*\*کارشناس ارشد مدیرارت مالی دانشگاه شهید بهشتی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۲۵

نویسنده مسئول: احمد بدری

Email: a-badri@sbu.ac.ir

**مقدمه**

تلاش برای تبیین ارتباط بین ریسک و بازده و قیمت گذاری اوراق بهادار و به تبع آن پیش‌بینی بازده مورد انتظار پیشینه طولانی در دانش مالی دارد و از مهم‌ترین مسائل پیش روی سرمایه‌گذاران است. یکی از کاربردی‌ترین مدل‌ها در ارزیابی ریسک، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌باشد که به پیش‌بینی بازده مورد انتظار دارایی با استفاده از محاسبه ریسک سیستماتیک دارایی می‌پردازد. بسیاری از تئوری‌های مالی مانند CAPM، بر فرض وجود رفتار میانگین - واریانس<sup>۳</sup> استوار می‌باشند که این امر مستلزم در نظر گرفتن وجود توزیع متقارن<sup>۴</sup> و نرمال بازده است. در این چارچوب نوسان‌پذیری بازده حول میانگین به عنوان ریسک تعریف می‌شود.

هرچند CAPM به نحو گسترده‌ای مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار گرفته است، در عین حال ایرادات قابل توجهی نیز به آن وارد شده است. نتایج بسیاری از پژوهش‌ها در بازارهای توسعه یافته حاکی است سرمایه‌گذاران به حفظ سرمایه نسبت به کسب سود اهمیت بیشتری می‌دهند و در تابع مطلوبیت آنها زیان نسبت به سود از اهمیت بیشتری برخوردار است و بیشتر تمایل دارند تأثیر ریسک سیستماتیک در جهت ریسک منفی را بر بازده سرمایه‌گذاری خود ارزیابی کنند. همچنین در برخی موارد بازده سهام از توزیع نرمال برخوردار نبوده است. بر این اساس، معیارهای مبتنی بر ریسک نامطلوب<sup>۵</sup> تعریف می‌شوند که بر پایه فرض عدم تقارن بازده و واکنش متفاوت سرمایه‌گذاران به نوسانات پایین و بالای میانگین است. در این چارچوب اعتقاد بر این است که سرمایه‌گذاران نوسانات پایین میانگین را ریسک و نوسانات بالای آن را فرصت تلقی می‌کنند و نسبت به حفظ اصل سرمایه در مقابل کسب سود اولویت قائل می‌شوند.

**مبانی نظری و پیشینه**

بهینه‌سازی پرتفوی: تا قبل از سال ۱۹۵۲، سرمایه‌گذاران به دنبال اوراق بهاداری بودند که

زیر قیمت ارزش گذاری شده باشند و به ارتباط آن ورقه‌بهادار با سایر اوراق‌بهادار پرتفوی توجه‌ای نداشتند. مارکویتز (۱۹۵۲) عنوان کرد که اگر سرمایه‌گذاران، ریسک سرمایه‌گذاری را عامل نامطلوبی تلقی کنند، توجه به تاثیر تنوع‌پذیری دارایی‌ها بر بازده و ریسک سرمایه‌گذاری و رابطه آنها با یکدیگر در مجموعه سهامی که زیر قیمت ذاتی است، امری مهم تلقی می‌شود و بر این اساس مدل خود را برای انتخاب پرتفوی بهینه بر اساس میانگین واریانس و بازده ارائه نمود. از مهم‌ترین مفروضات مدل وی می‌توان به ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، مطلوبیت کل مورد انتظار افزایشی با مطلوبیت نهایی منفی و نیز در سطح مشخصی از ریسک، انتخاب بالاترین بازده و در سطح مشخصی از بازده، انتخاب کمترین ریسک با توجه به میزان ریسک‌گریزی و شیب منحنی‌های مطلوبیت سرمایه‌گذاران اشاره نمود.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: مدل تعادلی است که بر اساس مدل پرتفوی مارکویتز توسط شارپ<sup>۶</sup> (۱۹۶۴)، بنا نهاده شده است. از مفروضات ضروری این نظریه، انتظارات همگن، بازار رقابت کامل و وجود نرخ وام‌گیری و وام‌دهی بدون ریسک یکسان است. مطابق این مدل سرمایه‌گذار پرتفوی بهینه خود را از ترکیب دو دارایی، دارایی بدون ریسک و پرتفوی بازار انتخاب خواهد کرد. در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تغییرپذیری بازده یک دارایی نسبت به تغییرپذیری بازده پرتفوی بازار به عنوان ریسک تلقی می‌شود. در این الگو که یک مدل تک‌عاملی است، بازده اوراق‌بهادار به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_i = E(R_i) + \beta_i F + \varepsilon_i \quad (1)$$

که در آن  $R_i$  بازده ورقه‌بهادار  $i$ ،  $E(R_i)$  نرخ بازده مورد انتظار ورقه‌بهادار  $i$ ،  $\beta_i$  شاخص ریسک سیستماتیک ورقه‌بهادار  $i$  (حساسیت بازده دارایی  $i$  نسبت به شاخص بازار)،  $\varepsilon_i$  ریسک منحصر به فرد دارایی  $i$ ، و  $F$  تغییرات غیرمنتظره در عامل ریسک مشترک (که در این مدل شاخص بازار است) می‌باشد.

بتا و بازده مورد انتظار دارایی در این مدل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta = \frac{\delta_{im}}{\delta_m^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_m - \mu_i)]}{E(R_i - \mu_i)^2} \quad (2)$$

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (3)$$

که در این روابط  $E(R_i)$  نرخ بازده مورد انتظار ورقه بهادار  $i$ ،  $R_f$  نرخ بازده بدون ریسک،  $\beta_i$  شاخص ریسک سیستماتیک ورقه بهادار  $i$  نسبت به شاخص بازار،  $E(R_m)$  بازده مورد انتظار شاخص بازار می‌باشد.

نظریه قیمت گذاری آربیتراژ<sup>۷</sup>: استفن راس<sup>۸</sup> (۱۹۷۶) مدلی دیگر در زمینه ریسک و بازده جهت کاهش مفروضات CAPM و نیز مشخص کردن عواملی بیش از یک عامل موثر، در قیمت گذاری اوراق بهادار، به نام مدل قیمت گذاری آربیتراژ (APT) ارائه نمود. اساسی ترین فرض در APT، عدم وجود فرصت آربیتراژ و وجود قیمت واحد<sup>۹</sup> برای دارایی‌های مشابه از نظر ریسک و بازده می‌باشد. در این مدل فرض می‌شود، سرمایه گذاران در مورد عوامل موثر بر قیمت دارایی‌ها اتفاق نظر دارند.

اگرچه مدل قیمت گذاری آربیتراژ که دارای یک عامل توصیفی باشد، با مدل ارائه شده شارپ سازگار است، (البته مدل قیمت گذاری آربیتراژ با عامل‌های چندگانه نیز با مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سازگاری دارد) ولی به دلیل سادگی و نیز مشخص بودن عامل ریسک، استفاده از CAPM از مدل APT رایج تر می‌باشد. از این رو برای تطبیق بیشتر این مدل با شرایط موجود در واقعیت، مدل‌های تعدیل شده‌ای از جمله مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده با ریسک منفی<sup>۱۰</sup> برای آن بیان شده است.

مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده با ریسک منفی: استرادا (۲۰۰۲)<sup>۱۱</sup> مدل DCAPM را بر اساس صرف ریسک منفی بازار در شرایط نامتقارن معرفی نمود.

در این مدل مطلوبیت سرمایه گذار از رابطه  $U \sim (\mu_p, \Sigma_p^2)$  محاسبه می‌شود. متغیر  $\Sigma_p^2$  واریانس منفی بازده سرمایه گذاری (شبه واریانس) و  $\mu_p$  میانگین بازده سرمایه گذار می‌باشد. در

این چارچوب، ریسک دارایی  $i$  بطور جداگانه از طریق بازده منفی تغییرات استاندارد دارایی یا شبه واریانس مطابق رابطه ۴ محاسبه می‌شود:

$$\Sigma_i = (E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]^2\})^{1/2} \quad (4)$$

در این رابطه  $\Sigma_i$  انحراف معیار منفی بازده سرمایه‌گذاری،  $R_i$  بازده سهم  $i$  و  $\mu_i$  میانگین بازده سهم  $i$  می‌باشد. کواریانس بازده دارایی  $i$  و پرتفوی بازار در بازار نامتقارن و ضریب همبستگی بین بازده بازار و سهم  $i$  به ترتیب مطابق روابط ۵ و ۶ و بتای نامطلوب نیز بر اساس رابطه ۷ تعریف می‌شود:

$$\Sigma_{iM} = E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]Min[(R_m - \mu_m), 0]\} \quad (5)$$

$$\Theta_{iM} = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_i \Sigma_M} = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]Min[(R_m - \mu_m), 0]\}}{(E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}E\{Min[(R_m - \mu_m), 0]^2\})^{1/2}} \quad (6)$$

$$\beta_- = \frac{cov^D(R_i, R_m / R_m < \mu_m)}{\delta^2(R_m / (R_m < \mu_m))} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] \min[(R_m - \mu_m), 0]\}}{E\{\min[(R_m - \mu_m), 0]^2\}} \quad (7)$$

در این روابط  $\Sigma_{iM}$  کواریانس دارایی  $i$  و بازار،  $\Theta_{iM}$  ضریب همبستگی بین بازده بازار و سهم  $i$ ،  $\beta_-$  بتای نامطلوب،  $R_i$  بازده سهم  $i$  و  $\mu_i$  میانگین بازده سهم  $i$ ،  $R_m$  بازده بازار و  $\mu_m$  میانگین بازده بازار می‌باشد.

هوگان<sup>۱۲</sup> و وارن (۱۹۷۴) در پژوهشی تئوری، تحت عنوان توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر مبنای نیم‌انحراف معیار، مدل شبه واریانس<sup>۱۳</sup> را ارائه کردند که این بتای جدید را بتای کاهشی نامیدند. کراوس و لیتنبرگ<sup>۱۴</sup> (۱۹۷۶) مدلی از CAPM را توسعه دادند که در آن بتا با دیگر پارامترهای نامتقارن توزیع بازدهی جایگزین می‌شد. آنها بر اساس داده‌های یک روزه ۱۲۰ ماهه دریافتند سرمایه‌گذاران به نوسانات منفی و مثبت وزن یکسانی نمی‌دهند و ورود چولگی می‌تواند قدرت توضیح‌دهندگی رابطه مقطعی ریسک و بازده را افزایش دهد. جهانخانی (۱۹۷۶) در ۱۱ دوره دو ساله منتهی به ۱۹۶۹ در بازار سرمایه امریکا به مقایسه مدل‌های  $M-S$ <sup>۱۵</sup> و  $M-V$ <sup>۱۶</sup> در سطح ۳۸۰ سهم پرداخت و تفاوت معنی‌داری بین این

مدل‌ها بر اساس رابطه خطی بین بازده مورد انتظار و بتا مشاهده نکرد.

باوا و لیتنبرگ<sup>۱۷</sup> (۱۹۷۷) مدل توسعه یافته CAPM را بر مبنای رابطه ۸ برای مشاهده رفتار نامتقارن ریسک در شرایط رو به بالا و رو به پایین بازار پیشنهاد کردند و به این نتیجه رسیدند که سهام با بتای رو به بالای بیشتر، به طور متوسط بازدهی غیرشرطی بالاتری را ارائه می‌دهد.

$$\beta_{im}^{BL} = \frac{E[(R_i - R_f) \min(R_m - R_f, 0)]}{E[\min(R_m - R_f, 0)]} \quad (۸)$$

که در این رابطه  $R_i$  بازده سهم  $i$  و  $R_f$  نرخ بازده بدون ریسک و  $R_m$  بازده بازار می‌باشد. از آنجا که در بسیاری تحقیقات ریسک در بازار، انحرافات نسبت به نرخ متوسط بازده بازار بیان و بازده‌ها با آن سنجیده می‌شوند، از این رو هارلو و راثو<sup>۱۸</sup> (۱۹۸۹) بتای انحرافات نامطلوب را مطابق رابطه ۹ تشکیل و مدل خود را در دوره ۱۹۳۱ تا ۱۹۸۰ مورد آزمون قرار دادند که در سطح خطای ۵ درصد معنی‌داری مدل رد شد.

$$\beta_{im}^{HL} = \frac{E[(R_i - \mu_i) \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[\min(R_m - \mu_m, 0)]^2} \quad (۹)$$

در این رابطه  $R_i$  بازده سهم  $i$  و  $\mu_i$  میانگین بازده سهم  $i$ ،  $R_m$  بازده بازار و  $\mu_m$  میانگین بازده بازار می‌باشد.

فیرینگ و همکاران<sup>۱۹</sup> (۱۹۹۴) در مقاله‌ای تحت عنوان انتخاب پرتفوی از طریق بهینه‌سازی ریسک نامطلوب با مطالعه پرتفوی ۶۰ سهمی در هنگ‌کنگ به این نتیجه دست یافتند که مدل بهینه‌سازی ریسک نامطلوب، ریسک کمتر و بازده بیشتری را ارائه می‌دهد.

پتینگیل و همکاران<sup>۲۰</sup> (۱۹۹۵) طی دوره ژانویه ۱۹۲۶ تا دسامبر ۱۹۹۰ با بررسی بازده ماهانه سهام به وجود رابطه شرطی ضعیفی بین بازده و بتا پی بردند. هاروی و سیدیک<sup>۲۱</sup> (۲۰۰۰) یافته‌های آنها را تقویت کردند در تحقیقی در بازار امریکا طی دوره ۳۰ ساله جولای ۱۹۶۳ تا دسامبر ۱۹۹۳ با استفاده از بازده‌های ماهانه، به این نتیجه دست یافتند که CAPM نمی‌تواند بازده را پیش‌بینی کند و سرمایه‌گذاران برای قیمت‌گذاری سهامی که در سابقه تاریخی خود دارای چولگی هستند، باید این امر را در محاسبه بتا دخالت دهند. آنها همچنین اثر مومنتوم را

نیز مربوط به چولگی سهم دانستند.

باربریز و همکاران<sup>۲۲</sup> (۲۰۰۱) نیز مدعی شدند که رابطه ریسک و بازده رابطه‌ای شرطی می‌باشد و این رابطه در بازارهایی که آزادی کامل وجود ندارد و قیمت‌ها کنترل می‌شوند، بیشتر است. استرادا (۲۰۰۲) در تحقیقی شامل ۲۷ بازار (۱۰ بازار آسیایی، ۷ بازار آمریکای لاتین و ۱۰ بازار آفریقایی و خاورمیانه‌ای و اروپایی)، نشان داد که بتا نسبت به بتای تعدیل شده با ریسک نامطلوب، مقدار ریسک را کمتر تخمین می‌زند و اظهار داشت که در شرایط بازار نامتقارن CAPM تا حدود ۳۸ درصد و DCAPM، ۵۵ درصد از بازده مورد انتظار را برآورد می‌کند و در بازارهای در حال توسعه معیارهای ریسک کاهش نسبت به معیارهای ریسک استاندارد برتری دارند. وی در سال ۲۰۰۷ در تحقیق دیگری با عنوان ریسک نامطلوب در عمل نیز برتری معیار بتای نامطلوب بر بتای سنتی را در پیش بینی بازده نشان داد. انگ و همکاران<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۲) برای دوره ۲۵ ساله از ژانویه ۱۹۶۴ تا دسامبر ۱۹۹۹ در بازار آمریکا، سه نوع بتا را آزمون کردند: بتای استرادا، بتای هوگان و وارن، و بتای باوا و لیندنبرگ. هر سه مدل بر اساس ریسک نامطلوب، صرف ریسک مثبتی را نشان داد ولی فقط مدل استرادا معنی‌دار بود.

آجیلی<sup>۲۴</sup> (۲۰۰۴) در پژوهشی با عنوان اثر اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار در مقابل هم‌چولگی و هم‌کشیدگی در توضیح بازده سهام در بازار سهام فرانسه طی دوره زمانی ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۱ به بررسی اثر اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار همراه با هم‌چولگی و هم‌کشیدگی، بر روی بازده سهام پرداخت و به این نتیجه رسید که در بازار فرانسه اثر هم‌چولگی در شرکت‌های بزرگ و هم‌کشیدگی در شرکت‌های کوچک معنی‌دارتر است.

لوه‌همکاران<sup>۲۵</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از بازده‌های هفتگی در دوره ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۶ بر روی ۴۰ سهم، از معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک استفاده و ادعا نمودند استفاده از معیارهای ریسک منفی مانند نیم‌انحراف معیار و تاوان ضرر، در پیش‌بینی بازده موثرتر است.

لیلا و همکاران<sup>۲۶</sup> (۲۰۰۸) در پژوهشی تحت عنوان ترکیب سناریوهای توزیع تصمیمات سرمایه گذاری با ریسک نامطلوب نشان دادند سرمایه گذاران بیشتر ترجیح می دهند با کنترل ریسک نامطلوب، بازده خود را تضمین نمایند. آرتاوانیس و همکاران<sup>۲۷</sup> (۲۰۱۰) در پژوهشی تحت عنوان DCAPM در بریتانیا و فرانسه طی سالهای ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۴ به بررسی توان توضیح دهندگی متغیرهای مطلوب و نامطلوب ریسک (بتا و انحراف معیار) پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که در بریتانیا در بررسی تک تک سهام معیارهای ریسک نامطلوب بازده را بهتر توصیف می کند، ولی در مورد پرتفوی این برتری بین معیارهای مطلوب و نامطلوب وجود ندارد.

تهرانی و صادقی شریف (۱۳۸۴) مدل شرطی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۹ به منظور بررسی وجود رابطه مقطعی بین بازده و ریسک، مورد آزمون قرار دادند. آنها دریافتند رابطه شرطی بین ریسک و بازده وجود دارد. تهرانی و سایرین (۱۳۸۷) در تحقیقی به بررسی رابطه بین بازده و ریسک سیستماتیک، چولگی و کشیدگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ و در دو دوره دو ساله (دوره صعودی و دوره نزولی) پرداختند. نتایج نشان داد که ریسک سیستماتیک و چولگی نقش مهمی در توصیف بازده سهام در هر دو دوره ایفا می نمایند، در حالی که در دوره صعودی کشیدگی با بازده رابطه معنی داری دارد ولی در دوره نزولی هیچ رابطه معنی داری بین کشیدگی و بازده وجود ندارد.

رهنمای رودپشتی و امیرحسینی (۱۳۸۹) در پژوهشی تحت عنوان تبیین قیمت گذاری دارایی سرمایه ای به مقایسه مدل های CAPM، DCAPM، RCAPM، ACAPM در دوره ۸ ساله منتهی به ۱۳۸۵ بر روی ۶۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند که نتایج حاکی از توان بیشتر مدل قیمت گذاری تجدید نظر شده در پیش بینی ریسک و بازده نسبت به سایر مدل ها بوده است.



### روش‌شناسی

تحقیق حاضر از نوع تحقیقات پس‌رویدادی<sup>۲۸</sup> است که بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده شده<sup>۲۹</sup> انجام می‌شود. پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که آیا معیارهای ریسک نامطلوب نسبت به معیارهای ریسک مطلوب در پیش‌بینی بازده سهم برتری دارند. که با توجه به پرسش تحقیق و مطالعات مقدماتی درباره پرسش‌های ممکن، برای پاسخ به پرسش مطرح شده فوق، فرضیه‌های مربوط بدین صورت تدوین شده است:

فرضیه اول: تفاوت بازده مورد انتظار محاسبه شده با مدل‌های CAPM و DCAPM معنی‌دار است.

فرضیه دوم: معیارهای ریسک نامطلوب بهتر از معیارهای ریسک مطلوب، بازده سهام را توصیف می‌کنند.

فرضیه سوم: پرتفوی با بتای ریسک نامطلوب بالا، بازده بیشتری نسبت به پرتفوی با بتای ریسک نامطلوب پایین به همراه خواهد داشت.

فرضیه چهارم: پرتفوی با همچولگی مثبت بیشتر، بازده کمتری نسبت به پرتفوی با همچولگی مثبت کمتر به همراه خواهد داشت.

### نمونه و داده‌ها

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند، طی دوره تحقیق تغییر فعالیت نداشته باشد، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد، طی دوره مورد بررسی از بورس حذف نشده باشند و دارای وقفه معاملاتی پیوسته بیشتر از شش ماه نباشند نمونه تحقیق حاضر را تشکیل می‌دهند. با در نظر گرفتن این ویژگی‌ها، نمونه تحقیق حاضر شامل ۹۵ شرکت می‌شود.

## سنجش متغیرها

برای محاسبه بازده سهام، قیمت و سود تقسیمی و افزایش سرمایه شرکت‌ها از بانک اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران و صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج، و بازدهی بازار با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX) محاسبه شده است. همچنین برای رفع مشکل وقفه‌های معاملاتی از روش معامله به معامله (تخصیص بازده روز معامله به عنوان بازدهی تجمعی کل دوره‌ای که سهم بسته بوده) استفاده شده است.

برای بررسی فرضیه اول ابتدا بازده موردانتظار را با استفاده از مدل‌های CAPM (رابطه ۱۰) و DCAPM (رابطه ۱۱) به دست می‌آوریم که در این رابطه‌ها،  $R_{it}$  بازده سهم  $i$  در دوره  $t$  و  $R_f$  بازده بدون ریسک (بازده اوراق مشارکت بانکی) و  $R_m$  بازده بازار،  $\beta_i$  شاخص ریسک سیستماتیک و  $\beta_i^D$  بتای بدست آمده از طریق انحرافات پائین تر از میانگین می باشد. سپس با استفاده از آزمون مقایسه زوجی، معنی داری تفاوت آنها را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

$$R_{it} = R_f + \beta_i(R_m - R_f) \quad (10)$$

$$R_{it} = R_f + \beta_i^D(R_m - R_f) \quad (11)$$

فرمول مورد استفاده بتای نامطلوب در مدل DCAPM به صورت زیر می‌باشد:

$$\beta_- = \frac{\text{cov}^D(R_i, R_m / R_m < \mu_m)}{\delta^2(R_m / (R_m < \mu_m))} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] * \min[(R_m - \mu_m), 0]\}}{E\{\min[(R_m - \mu_m), 0]^2\}} \quad (12)$$

در رابطه ۱۲،  $\beta_-$  بتای نامطلوب،  $R_i$  بازده سهم  $i$  و  $\mu_i$  میانگین بازده سهم  $i$ ،  $R_m$  بازده بازار و  $\mu_m$  میانگین بازده بازار می‌باشد.

در فرضیه دوم ابتدا متغیرهای مطلوب و نامطلوب ریسک اندازه گیری می‌گردند و پس از بررسی خودهمبستگی با استفاده از آزمون دوربین-واتسون (D-W) به کمک رگرسیون و آزمون‌های آماری  $F$  و  $t$  به تجزیه و تحلیل معنی داری ضرایب پرداخته می‌شود. این متغیرها عبارتند از:

$$\delta_- = \sqrt{\delta_-^2} = \sqrt{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \quad (13) \text{ انحراف معیار نامطلوب}$$

$$\beta_- = \frac{\text{cov}^D(R_i, R_m / R_m < \mu_m)}{\delta^2(R_m / (R_m < \mu_m))} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i), 0] * \min[(R_m - \mu_m), 0]\}}{E\{\min[(R_m - \mu_m), 0]^2\}} \quad (14) \text{ بتای نامطلوب}$$

$$\delta_+ = \sqrt{\delta_+^2} = \sqrt{E\{\max[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \quad (15) \text{ انحراف معیار مطلوب}$$

$$\beta_+ = \frac{\text{cov}^U(R_i, R_m / R_m > \mu_m)}{\delta^2(R_m / (R_m > \mu_m))} = \frac{E\{\max[(R_i - \mu_i), 0] * \max[(R_m - \mu_m), 0]\}}{E\{\max[(R_m - \mu_m), 0]^2\}} \quad (16) \text{ بتای مطلوب}$$

در رابطه‌های ۱۳ تا ۱۶،  $\beta_-$  بتای نامطلوب،  $\beta_+$  بتای مطلوب،  $\delta_-$  انحراف معیار نامطلوب،  $\delta_+$  انحراف معیار مطلوب،  $R_i$  بازده سهم  $i$ ،  $\mu_i$  میانگین بازده سهم  $i$ ،  $R_m$  بازده بازار،  $\mu_m$  میانگین بازده بازار می‌باشد.

برای آزمون فرضیه سوم و چهارم ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس رتبه‌بندی مقدار بتا نامطلوب و همچولگی در پنج پرتفوی مساوی، طبقه‌بندی می‌شود. سپس بازده پرتفوی‌ها محاسبه گردیده و پس از بررسی نرمال بودن داده‌ها و بررسی واریانس‌ها، آزمون مقایسه میانگین دو جامعه آماری مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچولگی با استفاده از روش آجیلی (۲۰۰۴) از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود که در آن،  $R_i$  بازده سهم  $i$ ،  $R_m$  بازده بازار،  $\delta_i$  انحراف معیار سهم  $i$  و  $\delta_m^2$  واریانس بازده بازار می‌باشد:

$$\text{cosk}_{i,m} = \frac{E((R_i - E(R_i)) * ((R_m - E(R_m))^2))}{\delta_i \delta_m^2} \quad (17)$$

قابل ذکر است داده‌های مورد استفاده و در نتیجه تجزیه و تحلیل‌ها و آزمون‌ها در این تحقیق بر مبنای دوره زمانی ماهانه می‌باشند. بتا، بتای نامطلوب، بتای مطلوب، همچولگی و انحراف معیارها نیز با روش چرخشی<sup>۳۰</sup> برای ۶۰ ماه قبل محاسبه شده‌اند.

## یافته‌ها

به منظور درک بیشتر متغیرهای تحقیق پیش از هرگونه تجزیه و تحلیل برخی از شاخص‌های آمار توصیفی این پژوهش شامل شاخص‌های مرکزی (ماکزیمم، مینیمم، میانگین) و شاخص‌های پراکندگی (انحراف معیار) ارائه شده است: مهمترین شاخص مرکزی میانگین می‌باشد و از آنجا که بین میانگین‌ها و میانه‌ها اختلاف چندانی وجود ندارد توزیع متغیرها به توزیع نرمال شبیه و دارای کیفیت مناسب برای بررسی می‌باشند.

جدول ۱: آمار توصیفی

شرح				$\sigma$					
میانگین	۰/۰۲۰۱	۰/۳۸۵۴	۰/۰۵۹۷	۰/۰۹۸۴	۰/۳۶۷۳	۰/۳۹۹۶	۰/۱۳۰۲	۰/۰۱۶۹	۰/۰۲۱۳
میانه	۰/۰۲۲۷	۰/۳۳۲۶	۰/۰۵۶۶	۰/۰۹۲۴	۰/۲۳۷۶	۰/۳۵۱۴	۰/۱۲۴۴	۰/۰۱۱۴	۰/۰۱۲۹
انحراف معیار	۰/۰۱۸۳	۰/۳۶۲۴	۰/۰۱۸	۰/۰۳۱۸	۰/۴۴۹۷	۰/۳۷۵۳	۰/۰۳۸	۰/۰۸۵۷	۰/۰۴۴۸
مینیم	-۰/۰۲۷۳	-۰/۲۵۸۵	۰/۰۲۵۲	۰/۰۴۶۱	-۰/۲۴۱۵	-۰/۵۷۲۳	۰/۰۶۰۲	-۱/۰۳۸	-۰/۴۲۹۱
ماکزیم	۰/۰۵۹۶	۱/۴۷۳۹	۰/۱۲۱۲	۰/۲۱۰۶	۲/۱۸۸۳	۱/۶۶۷۵	۰/۲۷۲۳	۱/۸۰۷۸	۰/۴۵۱

آزمون فرضیه اول و نتایج آن: با توجه به نرمال بودن توزیع داده‌های CAPM و DCAPM حاصل از آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف، نتیجه آزمون مقایسه زوجی برای بررسی فرضیه اول بدین صورت می‌باشد:

جدول ۲: آزمون مقایسه زوجی CAPM و DCAPM

p-value	df	آماره t	فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای اختلاف میانگین‌ها		انحراف معیار	میانگین	CAPM-DCAPM
			حد بالا	حد پایین			
۰/۰۰۱	۵۰۹۷	۱/۹	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۱۷	۰/۰۹۰۶	۰/۰۰۴۲	

میانگین اختلاف داده‌های CAPM و DCAPM برابر با ۰/۰۰۴۲ با انحراف معیار ۰/۰۹۰۶ می‌باشند که مقدار آماره t بیان‌کننده معنی‌داری بازده موردانتظار محاسبه شده توسط مدل‌های CAPM و DCAPM است. برای پی بردن به این امر که CAPM مقادیر  $R_i$  را بهتر پیش‌بینی می‌کند و یا DCAPM، از آزمون مقایسه زوجی بین  $R_i$ -CAPM و  $R_i$ -DCAPM استفاده می‌شود (باید توجه داشت که اختلاف‌ها به صورت قدرمطلق در نظر گرفته می‌شود). آمار توصیفی متغیرهای  $R_i$ -CAPM و  $R_i$ -DCAPM در جدول ۳ نشان داده شده است:

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرهای  $R_i$ -CAPM و  $R_i$ -DCAPM

شرح	میانگین	انحراف معیار
$R_i$ -CAPM	۰/۰۸۰۹	۰/۱۰۳۶
$R_i$ -DCAPM	۰/۰۴۹۹	۰/۰۸۴۲

همان‌گونه که در جدول ۳ ملاحظه می‌گردد DCAPM نسبت به CAPM اختلاف ( میانگین و انحراف معیار) کمتری با  $R_i$  دارد و بازده واقعی را بهتر توصیف می‌کند که مطابق نتایج ارائه شده در جدول ۴ این امر از نظر آماری و در سطح اطمینان ۹۵ درصد نیز پذیرفته شده می‌باشد.

جدول ۴: آزمون مقایسه زوجی  $R_i$ -CAPM و  $R_i$ -DCAPM

p-value	t	فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای اختلاف‌ها		انحراف معیار	میانگین	$(R_i\text{-CAPM}) - (R_i\text{-DCAPM})$
		حد بالا	حد پایین			
۰	۳۴/۳۵۲	۰/۰۳۲۷	۰/۰۲۹۲	-۰/۰۶۴۴	۰/۰۳۰۹	

در نهایت با توجه به نتایج مشاهده شده از آزمون‌ها می‌توان بیان نمود که تفاوت CAPM و DCAPM معنی‌دار می‌باشد و DCAPM بازده واقعی سهم را به طور معنی‌داری بهتر پیش‌بینی می‌کند و فرضیه اول پژوهش تایید می‌شود.

نتایج به دست آمده در جهت تایید نتایج پژوهش‌های استرادا (۲۰۰۲)، انگک، چن و زینگ (۲۰۰۲) و در مقابل نتایج تحقیقات باوا و لیتنبرگ (۱۹۷۷)، هارلو و رائو (۱۹۸۹) قرار دارد، که این تفاوت می‌تواند ناشی از استفاده از روابط متفاوت برای محاسبه بتا نامطلوب باشد. آزمون فرضیه دوم و نتایج آن: در بررسی فرضیه دوم رابطه متغیرهای بتای نامطلوب، بتای

مطلوب، انحراف معیار نامطلوب و انحراف معیار مطلوب با بازده، با توجه به وجود پیش فرض‌های استفاده از رگرسیون (نرمال بودن توزیع مقادیر باقیمانده‌ها و صفر بودن میانگین مقادیر باقیمانده و استقلال آنها)، با استفاده از رگرسیون مورد بررسی قرار می‌گیرند. ابتدا متوسط مقادیر هر یک از متغیرهای دوره زمانی ۸۵ تا ۸۹ محاسبه و سپس رگرسیون‌های مقطعی برازش گردیده‌اند که نتایج آن در جدول آورده شده است:

جدول ۵: نتایج رگرسیون‌های خطی ساده مقطعی دو متغیره

D.W	F	R <sup>2</sup> تعدیل شده			معیار ریسک
۱/۶۶۸	۴/۶۲۱	۰/۰۳۷	۰/۰۱۱	۰/۰۲۴	$\beta_-$
			-۲/۱۵	-۸/۹	
۱/۵۸۷	۳/۰۹۴	۰/۰۲۲	-۰/۰۰۷	۰/۰۲۳	$\beta_+$
			-۱/۷۵۹	۹/۴۶۷	
۱/۷۳۵	۱/۶۳۱	۰/۰۰۷	۰/۱۳	۰/۰۲۸	$\sigma_-$
			-۱/۳۷۷	-۴/۳۱	
۱/۸۹۱	۰/۶۳۷	۰/۰۰۴	۰/۰۴۷	۰/۰۱۵	$\sigma_+$
			۰/۷۹۸	۲/۵۰۸	

رگرسیون اول به بررسی رابطه بازده و بتای نامطلوب می‌پردازد. مقدار آماره F حاکی از معنی داری مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد است که در نتیجه فرضیه آماری صفر ( $H_0: \beta_1 = 0$ ) رد می‌شود. شیب خط رگرسیون در مدل برابر با ۰/۰۱ (نشان دهنده رابطه‌ای مستقیم) و معنی دار می‌باشد هر چند با توجه به ضریب تعیین روشن است که مقدار کمی از بازده توسط بتای نامطلوب توضیح داده می‌شود.

در رگرسیون دوم رابطه بازده و بتای مطلوب مورد بررسی قرار می‌گیرد. مقدار آماره F برابر با ۳/۰۹۴ است، که بیان می‌کند در سطح خطای ۵ درصد رابطه معناداری بین بتای مطلوب و بازده وجود ندارد. (هر چند این رابطه در سطح اطمینان ۹۰ درصد تایید می‌شود).

در بررسی رابطه بین بازده و انحراف معیار نامطلوب از طریق رگرسیون سوم آماره‌ها نشان می‌دهند که انحراف معیار نامطلوب از لحاظ آماری توان توصیف بازده را ندارد. آماره F مدل برابر با  $1/631$  می‌باشد، که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد.

در مدل رگرسیون آخر در بررسی رابطه انحراف معیار مثبت و بازده نیز مدل معنی‌دار نمی‌باشد و فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه معنی‌دار و مستقیمی بین بازده و بتای نامطلوب وجود دارد. رابطه‌ی بتای مطلوب و بازده تایید نمی‌شود (در سطح اطمینان ۹۰ درصد این رابطه که رابطه‌ای معکوس می‌باشد، معنی‌دار است). بین انحراف معیارهای مطلوب و نامطلوب با بازده، رابطه معنی‌داری وجود ندارد. بیشترین ضریب تعیین تعدیل شده در این رگرسیون‌ها  $0/037$  می‌باشد که مربوط به مدل رگرسیون بتای نامطلوب است.

در ادامه این فرضیه به بررسی تاثیر همزمان متغیرها در بازده می‌پردازیم:

جدول ۶: خلاصه نتایج رگرسیون‌های خطی چند متغیره مقطعی

D.W	F	R2 تعدیل شده	$\beta_2$	$\beta_1$	$\alpha$	معیارهای ریسک
۱/۷۰۷	۳/۰۶۵	۰/۰۴۳	۰/۰۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۲۶	$\beta_-$ و $\beta_+$
			-۱/۸۳۷	-۱/۲۱۸	-۸/۶۹۱	
۱/۵۰۶	-۲/۸۲۹	۰/۰۳۹	۰/۲۹۲	۰/۱۴۸	۰/۰۲۳	$\sigma_-$ و $\sigma_+$
			۲/۲۶۲	-۲/۰۲۴	-۳/۳۳۸	

با توجه به آماره‌های ارائه شده در جدول ۶ مشاهده می‌شود که در مدل‌های رگرسیون دو متغیره معنی‌داری هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد تایید نمی‌شود. در نهایت در یک

رگرسیون چهار متغیره به بررسی رابطه همزمان متغیرهای  $\beta_+$  و  $\sigma_+$  و  $\beta_-$  و  $\sigma_-$  و بازده می پردازیم:

جدول ۷: رگرسیون خطی چهار متغیره

$R_i = \alpha + \beta_1(\sigma_{+i}) + \beta_2(\beta_{+i}) + \beta_3(\sigma_{-i}) + \beta_4(\beta_{-i}) + \varepsilon_i$			مدل رگرسیون
p-value	آماره t	ضرایب متغیر در مدل	متغیرهای توضیحی
۰	۳/۷۲۲	۰/۰۲۵	$\alpha$
۰/۰۱۴	۲/۵۰۴	۰/۳۵۰	$\sigma_-$
۰/۰۰۵	۲/۸۹۷	۰/۲۲۲	$\sigma_+$
۰/۰۲۵	-۲/۲۷۵	-۰/۰۱۰	
۰/۲۹۵	۱/۰۵۳	۰/۰۰۶	
۱/۷۳۹	آماره دوربین واتسون	۰/۳۸۸	R
۳/۹۳۸	آماره F	۰/۱۵۰	R <sup>2</sup>
۰/۰۰۵	p-value (آماره F)	۰/۱۱۲	R <sup>2</sup> تعدیل شده

با توجه به مقدار p-value برای آماره F مشخص می شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد مدل معنی دار است و ضریب تعیین چندگانه آن برابر با ۰/۱۵ می باشد. همچنین نتایج حاکی معنی داری تمام ضرایب به جز ضریب بتای نامطلوب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار می باشد.

در نهایت می توان بیان نمود که نتایج، مانع از تایید فرضیه دوم یعنی معیارهای ریسک نامطلوب بهتر از معیارهای ریسک مطلوب، بازده سهام را توصیف می کند. می باشند. علی جهانخانی (۱۹۷۶) به نتایجی مشابه، و در مقابل فیرینگ و سایرین (۱۹۹۴) به برتری معیارهای ریسک نامطلوب در برابر ریسک مطلوب دست یافتند که این امر می تواند ناشی از تفاوت در ساختار بازار و تفاوت در ریسک گریزی سرمایه گذاران باشد.

آزمون فرضیه سوم و نتایج آن: با توجه به نرمال بودن میانگین بازدهها از طریق بررسی آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف و با توجه به آماره F و مقدار p-value آزمون لوین



(آزمون برابری واریانس دو جامعه)، مطابق جدول ۸، برابری واریانس‌های پرتفوی اول و پنجم تایید و به بررسی برابری میانگین‌های دو جامعه با استفاده از آماره مناسب می‌پردازیم:

جدول ۸: آزمون برابری میانگین‌ها فرضیه سوم

آزمون t بررسی برابری میانگین‌ها		آزمون لوین برای برابری واریانس‌ها				میانگین بازده
فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای اختلاف‌ها		p-value	t	p-value	F	
حد بالا	حد پایین					
۰/۰۳۱	-۰/۰۴۹	۰/۱۵۱۶	۱/۴۴۳۴	۰/۵۹۳۷	۰/۲۸۶۱	

همان‌طور که مشاهده می‌شود آماره t برابر با ۱.۴۴ شده است پس فرضیه  $H_0$  تایید می‌شود و می‌توان گفت میانگین بازده پرتفوی اول با میانگین بازده پرتفوی پنجم برابر است، یعنی ادعای «پرتفوی با بتای ریسک نامطلوب بالا، بازده بیشتری نسبت به پرتفوی با بتای ریسک نامطلوب پایین به همراه خواهد داشت» و در نتیجه فرضیه سوم پژوهش، مورد تایید واقع نمی‌شود.

نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیق سعیدی و صفدری پور (۱۳۸۷) و نیز پژوهش لیلیا و سایرین (۲۰۰۸) که نقش ریسک نامطلوب در انتخاب پرتفوی را به بررسی نموده‌اند، یکسان نمی‌باشد. این تفاوت می‌تواند ناشی از تفاوت در نمونه آماری و یا سال‌های مورد بررسی و تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران در بازارهای مختلف باشد.

آزمون فرضیه چهارم و نتایج آن: روش اجرای آزمون این فرضیه نیز کاملاً مشابه با آزمون فرضیه سوم می‌باشد که در ادامه با توجه به نرمال بودن بازده‌های مورد بررسی، نتایج اجرای آن آورده شده است:

با توجه به تایید برابری واریانس‌های دو جامعه و مقدار آماره t آزمون برابری میانگین‌ها که

برابر با ۱/۰۲ می باشد، می توان گفت میانگین بازده پرتفوی اول با میانگین بازده پرتفوی پنجم برابر است، یعنی ادعای فرضیه چهارم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تایید نمی شود.

جدول ۹: آزمون برابری میانگین ها فرضیه چهارم

آزمون t بررسی برابری میانگین ها		آزمون لوین برای برابری واریانس ها		میانگین بازده		
فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای اختلاف ها		p-value	t		p-value	F
حد بالا	حد پایین					
۰/۰۲۷	-۰/۰۰۸۷	۰/۳۰۷	۱/۰۲۶	۰/۹۱	۰/۰۱۳	

نتیجه مشاهده شده مشابه نتیجه تحقیق آجیلی (۲۰۰۴) که از همین روش برای محاسبه همچولگی استفاده کرده بود می باشد. ولی نتیجه آزمون این فرضیه با تحقیق انجام شده توسط کراوس و لیتنبرگ (۱۹۷۶) و نیز تحقیق تهرانی، بلگوریان، نبیزاده (۱۳۸۷) متفاوت بود که می توان این تفاوت را ناشی از استفاده از همچولگی به جای چولگی در پژوهش حاضر دانست. در مجموع نتایج تحقیق حاضر در برخی موارد همسان و در برخی موارد مغایر با تحقیقات پیشین است. این تفاوت ها می تواند قابل انتساب به محیط اقتصادی، تفاوت در ساختار بازار سرمایه، تفاوت در نمونه های مورد بررسی روش اندازه گیری متغیرها و نیز محدودیت های موجود باشد.

### نتیجه گیری

این پژوهش با هدف بررسی رابطه بین ریسک و بازده، جهت مقایسه قدرت پیش بینی متغیرهای متعارف ریسک و متغیرهای ریسک نامطلوب در بورس اوراق بهادار تهران تحت چهار فرضیه کلی انجام شده است. نتایج حاکی از وجود تفاوت معنی دار بین بازده مورد انتظار

محاسبه شده با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده با ریسک نامطلوب و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی می‌باشد و بیان‌گر برتری بتای نامطلوب در پیش‌بینی بازده سهام نسبت به بتای سنتی می‌باشد. همچنین در این پژوهش برتری معیارهای نامطلوب بر معیارهای مطلوب تایید نشد.

نهایتاً شواهدی دال بر برتری پرتفوی با بتای نامطلوب بالا بر پرتفوی با بتای نامطلوب پایین مشاهده نشد و این پژوهش برای برتری پرتفوی با همچولگی مثبت بالا بر پرتفوی با همچولگی مثبت پایین نیز نتایج مشابهی داشت.

### یادداشت‌ها

- |  |                         |
|--|-------------------------|
| 1. Capital asset pricing model                   | 16. Mean- variance      |
| 2. Downside adjusted capital asset pricing model | 17. Bawa and Lindenberg |
| 3. Mean Variance Behavior                        | 18. Harlow and Rao      |
| 4. Symmetrical distribution                      | 19. Feiring et al.      |
| 5. Downside risk                                 | 20. Pettingill et al.   |
| 6. Sharpe  | 21. Harvey and Siddique |
| 7. Arbitrage Pricing Theory                      | 22. Barberis et al.     |
| 8. Stephen Ross                                  | 23. Ang et al.          |
| 9. Law Of One Price                              | 24. Ajili               |
| 10. Downside capital asset pricing model (DCAPM) | 25. Lohre et al.        |
| 11. Estrada                                      | 26. Leela et al.        |
| 12. Hogan and Warren                             | 27. Artavanis, et al.   |
| 13. MSB  | 28. Expost_ Facto       |
| 14. Kraus, and Litzenberger                      | 29. Observational data  |
| 15. Mean- semivariance                           | 30. Revolving           |

### منابع

تهرانی، رضا و صادقی شریف، سیدجلال. (۱۳۸۴). تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های

سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، شماره ۱۸، پاییز و زمستان ۸۳، صص ۴۱-۷۵.

تهرانی، رضا؛ بلگوریان، میثم و نیرزاده، احمد. (۱۳۸۷). بررسی تاثیر چولگی و کشیدگی در توصیف بازده سهام با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای. *فصلنامه بورس*

*اوراق بهادار*، سال اول، شماره ۴، زمستان ۸۷، صص ۳۵-۵۲

رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا. (۱۳۸۹). تبیین ثیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی مدل‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷، صص ۴۹-۶۸.

سعیدی، علی و صفدری پور، اعظم (۱۳۸۷). ارزیابی مقایسه‌ای عملکرد معیارهای ریسک نامطلوب و عملکرد معیارهای متعارف ریسک در پیش‌بینی میانگین بازدهی سهام در

بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران*، شماره ۴، ۷-۳۴

Artavanis, N. Diacogiannis, G. Mylonakis, J. (2010). The D-CAPM: The case of great Britain and France. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 2, No. 3. pp.25-38

Ajili, s. (2004). Size and book to market effects vs. co-skewness and co-kurtosis in explaining stock returns. Working paper, universit  Paris IX Dauphine – CEREg

Ang, A. Chen. J and Xing, Y. (2002). Downside correlation and expected stock returns. EFA 2002 Berlin meetings presented paper: USC *Finance & Business Economics*.

Barberis, N., Huang, M., and T. Santos (2001), Prospect theory and asset prices. *Quarterly Journal of Economics*, pp.116. 1-53.

Bawa, V, Lindenberg, E. (1977). Capital market equilibrium in a mean-ower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, No. 5. pp.189-200.

Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review* 3. pp.365-379.

Estrada, J. (2007). Mean-semivariance behavior: Downside risk and capital asset pricing. *International Review of Economic and Finance*, Vol. 16, Issue 2. pp.169-185.

- Harlow, W. V. and Ramesh K. S. Rao (1989). Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v 24(3). 285-312.
- Harvey, C., Siddique, A. (2000). Conditional skewness in asset pricing tests. *Journal of Finance*, Vol. 55. pp.63-95.
- Hogan, William W. and James M. Warren.(1974). Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 9(1). pp.1-11.
- Hwang. S, Pedersen.S. (2002). Best practice risk measurement in emerging markets: empirical test of asymmetric alternatives to CAPM. Working paper, London: Cass business school august.
- Jahankhani, Ali. (1976). E-V and E-S capital asset pricing models: some empirical tests. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. No. 11. pp.513-528.
- Kraus, A. and Litzenberger, R.H. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *Journal of Finance*, Vol. 31. pp.85-100.
- Leela ,M., et al (2008). Mixture distribution scenarios for investment decisions with downside risk: pp.3-12
- Lohre ,H., et al (2007). Portfolio construction with downside risk. 10
- Markowitz, h. m. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1. pp.77-91.
- Mao, James C. T. (1970). Models of capital budgeting, E-V Vs. E-S. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 5. 657-676.
- Pettengill, G.N., sundaram, S., Mathur, I, (1995). The conditional relation between beta and returns. *Journal of financial and Quantitative Analysis* 30. pp.101-116.
- Sharpe, William F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, vol. 19. pp.425– 442.
- Stephen A.Ross. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13. pp.341-360.