

The Explanatory Power of Higher Systematic Moment in Conditional Capital Asset Pricing Model

Maryam Davallou* Wajed Rezaei**

Abstract

The capital asset pricing model is based on the assumption of the normal distribution of asset returns. However, many studies have challenged the assumption of the normal distribution of returns and subsequently, by adding higher moments to model development. Also, in examining the effect of higher moments real returns instead of expected returns is used, also because the capital asset pricing model assumes investors' preferences and the asset return distribution is stable the conditional relationship between returns and these moments is examination. Therefore, the purpose of this study is to examine the empirical effects of the third and fourth systematic moments on the minimum rate of expected return on investment in a conditional way.

The research sample includes 195 companies accepted in Tehran Stock Exchange from 2004 to 2016. In order to study the effect of the third and fourth systematic moments, the Fama Macbeth method (1973) has been used. Evidence suggests that in the whole study period, the effect of skewness was systematically negative, and systematic kurtosis has not been effective on the expected minimum expected return rate. In the bullish market, the systematic skewness has a direct effect of reversal and systematic elongation, and in the downside, both reversed the effect.

Key words: Capital asset pricing; beta; systematic skewness; systematic kurtosis.

Received: 2017.November.19, Accepted: 2018.April.20.

* Assistant prof, Department of Financial and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

** MSc of Financial Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

(Corresponding Author), E-mail: wajed_r_88@yahoo.com

توان توضیحی گشتاورهای سیستماتیک بالاتر در مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

مریم دولو*، واجد رضایی**

چکیده

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای برفرض نرمال بودن توزیع بازده دارایی‌ها بنا شده است؛ اما مطالعات زیادی فرض نرمال بودن توزیع بازده را به چالش کشیده‌اند و در پی آن با افزودن گشتاورهای بالاتر به توسعه مدل پرداخته‌اند. در بررسی اثر گشتاورهای بالاتر، به دلیل استفاده از بازده واقعی به جای بازده موردانتظار و همچنین به دلیل اینکه در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ترجیحات سرمایه‌گذاران و توزیع بازده دارایی‌ها ثابت فرض شده است، یک رابطه شرطی بین بازده و گشتاورهای یادشده به وجود می‌آید. هدف پژوهش حاضر بررسی تجربی اثر شرطی گشتاورهای سیستماتیک سوم و چهارم بر حداقل نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران در «بورس اوراق بهادار تهران» است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۹۵ شرکت پذیرفته شده در «بورس اوراق بهادار تهران» از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ است. به منظور بررسی اثر گشتاورهای سیستماتیک سوم و چهارم بر بازده سهام از روش فاما و مکبت (۱۹۷۳)، بهره گرفته شده است. شواهد حاصل نشان می‌دهد اثر چولگی سیستماتیک منفی بوده و کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار مؤثر نیست. در بازار صعودی چولگی سیستماتیک اثر معکوس و کشیدگی سیستماتیک اثر مستقیم داشته و در بازار نزولی اثر هر دو گشتاور معکوس بوده است.

کلیدواژه‌ها: قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای؛ بتا؛ چولگی سیستماتیک؛ کشیدگی سیستماتیک.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۲۹، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۳۰.

* استادیار گروه مالی و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

** کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

E-mail: wajed_r_88@yahoo.com

۱. مقدمه

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر فرض نرمال بودن توزیع بازده دارایی‌ها بنا شده است؛ اما مطالعات زیادی فرض نرمال بودن توزیع بازده را به چالش کشیده‌اند و با افزودن گشتاورهای بالاتر به توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی پرداخته‌اند. به عقیده فاما^۱ (۱۹۶۸)، آنچه دست‌ساز بشر است دارای توزیع نرمال نخواهد بود [۷]. نتایج پژوهش‌های اخیر نیز عدم نرمال بودن توزیع بازده را نشان می‌دهد. آندرسن^۲ و همکاران (۲۰۰۰) و گویتزمان^۳ و همکاران (۲۰۰۴)، بازده مشتقات و بازده صندوق‌های پوششی را مطالعه کردند و به این نتیجه رسیدند که توزیع بازده آن‌ها نرمال نیست [۲، ۱۰]. آردیتی^۴ (۱۹۶۷)، در پژوهشی که طی سال‌های ۱۹۴۶ تا ۱۹۶۳ بر بازده دارایی‌ها انجام داد، نشان داد اگر گشتاورهای مرتبه دوم و سوم توزیع بازده به‌عنوان عوامل ریسک به مدل CAPM اضافه شود، توان توضیحی مدل افزایش می‌یابد [۳]. منظور از گشتاورهای مرتبه دوم و سوم به ترتیب واریانس و چولگی بازده دارایی‌ها است. روبینستون (۱۹۷۳) و هاروی و سیدیک^۵ (۱۹۹۹)، نشان دادند اگر چولگی و کشیدگی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها لحاظ شود، علاوه بر اینکه توزیع غیرنرمال بازده دارایی منظور می‌شود، به توسعه و افزایش توان توضیحی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نیز منجر می‌شود. بر اساس مفروضات مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاران می‌توانند از طریق تشکیل پرتفوی خود را در برابر ریسک خاص دارایی مصون کنند. در این صورت نمی‌توانند انتظار داشته باشند بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، بازدهی کسب کنند؛ بنابراین آنچه مستحق انتظار کسب بازده است، ریسک سیستماتیک (بتا) است. بنا بر استدلال اخیر، چولگی و کشیدگی غیرسیستماتیک از طریق تشکیل پرتفوی قابل حذف بوده و در پژوهش حاضر نیز به‌جای چولگی و کشیدگی بازده، اثر چولگی و کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار بررسی می‌شود [۱۱].

علاوه بر این (نرمال نبودن توزیع بازده دارایی)، یکی دیگر از نواقصی که در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وجود دارد آن است که این مدل، ایستا و یک‌دوره‌ای است؛ یعنی در این مدل فرض بر آن است که ترجیحات سرمایه‌گذاران و توزیع بازده دارایی‌ها در گذر زمان ثابت است. به‌منظور پرهیز از آثار این فرض، بر اساس روش هاروی و سیدیک (۱۹۹۹) می‌توان به‌جای استفاده از روش سنتی برآورد گشتاورهای سیستماتیک از روش GHARCH(1,1)

1. Fama

2. Andersen

3. Goetzmann

4. Arditti

5. Harvey & Siddique

استفاده کرد که در پژوهش حاضر نیز با استفاده از GHARCH(1,1) این متغیرها برآورد شده‌اند [۱۱].

مسئله‌ای که در آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وجود دارد آن است که مدل یادشده بر پایه بازده موردانتظار بنا شده است، اما برای آزمون آن از داده‌های واقعی تاریخی استفاده می‌شود. پتینجل^۱ و همکاران (۱۹۹۵)، معتقدند اگر از داده‌های واقعی استفاده شود، رابطه‌ای شرطی بین بازده و بتا در داده‌های مقطعی به‌وجود می‌آید؛ زیرا بازده و بتا در بازار نزولی و صعودی رفتار متفاوتی خواهند داشت. با وجود این مسئله مطالعات انجام‌شده در داخل ایران رابطه شرطی بر اساس شرایط بازار نادیده گرفته شده است و این امر از اعتبار نتایج این پژوهش‌ها کاسته است؛ بنابراین در پژوهش حاضر علاوه بر بررسی مدل غیرشرطی CAPM توسعه‌یافته، مدل CAPM توسعه‌یافته بر اساس شرایط بازار نیز بررسی شده است [۱۵]؛ بنابراین سؤال پژوهش پیش رو، بررسی این موضوع است که آیا چولگی و کشیدگی سیستماتیک در شرایط صعودی و نزولی بازار بر بازده موردانتظار مؤثر است یا خیر؟ به‌این ترتیب فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر بیان می‌شوند:

۱. در وضعیت بازار صعودی، افزایش چولگی سیستماتیک بازده باعث کاهش بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران می‌شود.
 ۲. در وضعیت بازار نزولی، افزایش چولگی سیستماتیک بازده باعث افزایش بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران می‌شود.
 ۳. در وضعیت بازار صعودی، افزایش کشیدگی سیستماتیک بازده باعث افزایش بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران می‌شود.
 ۴. در وضعیت بازار نزولی، افزایش کشیدگی سیستماتیک بازده باعث کاهش بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران می‌شود.
- در ادامه در بخش نخست، پیشینه و مبانی نظری پژوهش تشریح می‌شود. در بخش دوم روش پژوهش معرفی شده و در بخش‌های سوم و چهارم به تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری و پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی پرداخته خواهد شد.

۲. مبانی نظری پیشینه پژوهش

در سال ۱۹۶۴، شارپ^۲ آبا بهره‌گیری از رویکرد مارکویتز^۱ (۱۹۵۲)، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) را ارائه کرد. مبنای رویکرد مارکویتز (۱۹۵۲)، نظریه مطلوبیت و مفروضات

¹ Pettengill

² Sharpe

مربوط به ترجیحات سرمایه‌گذاران است [۱۴]. این رویکرد نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاران بر اساس اینکه ریسک گریز آو دارای رفتار عقلایی^۳ هستند، با افزایش بازده دارایی و کاهش واریانس به حداکثر مطلوبیت خواهند رسید؛ در نتیجه با افزایش واریانس بازده دارایی باید بازده موردانتظار نیز افزایش یابد تا مطلوبیت سرمایه‌گذار ثابت بماند.

ریسک در رویکرد مارکوویتز (۱۹۵۲)، در واریانس بازده دارایی‌ها خلاصه می‌شود؛ درحالی‌که توصیف ریسک به این شیوه زمانی امکان‌پذیر است که توزیع بازده دارایی‌ها نرمال باشد؛ بنابراین علاوه بر نوسان‌پذیری باید میزان انحراف از قرینگی و کشیدگی توزیع بازده دارایی‌ها را نیز مدنظر قرار داد. آردیتی^۴ (۱۹۶۷)، با لحاظ کردن گشتاور مرتبه سوم بازده دارایی‌ها، انحراف از قرینگی را به‌عنوان ریسک به مدل CAPM افزود و مدل را توسعه داد و در همین راستا اسکات و هوروات^۵ (۱۹۸۰)، گشتاور مرتبه چهارم بازده دارایی‌ها که معرف انحراف از کشیدگی است را به مدل CAPM افزودند. در ادامه روش کار این پژوهشگران توضیح داده شده است [۲۰].

آردیتی (۱۹۶۷)، تابع مطلوبیت موردانتظار را با استفاده از بسط سری تیلور توسعه داد و مطلوبیت را تابعی از ثروت و درآمد در نظر گرفت [۳]. مطلوبیت در مقاله آردیتی (۱۹۶۷) از رابطه ۱، به‌دست می‌آید:

$$U = U(X + W) \quad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه ۱، X که متغیری تصادفی است، درآمد و W ثروت است. با فرض اینکه نرخ بازده سرمایه‌گذار عبارت است از: درآمد تقسیم بر ثروت ($r = \frac{X}{W}$) رابطه بالا، را می‌توان به‌صورت ۲، نوشت:

$$U = U(rW + W) \quad \text{رابطه (۲)}$$

با توسعه تابع مطلوبیت موردانتظار توسط بسط سری تیلور که در آن W ثابت است، خواهیم داشت:

¹ Markowitz

² Risk aver

³ Rationality

⁴ Arditti

⁵ Scott & Horath

⁶ Exponential taylor series

$$E(U) = U[W + E(rW)] + \frac{W^2}{2!} U''(W + W\mu_1)\mu_2 \quad \text{رابطه ۳}$$

$$+ \frac{W^3}{3!} U'''(W + W\mu_1)\mu_3$$

+ جملاتی که شامل گشتاورهای بالاتر می‌باشد

در رابطه ۳، μ_1 ، μ_2 و μ_3 گشتاورهای مرتبه اول، دوم و سوم در توزیع احتمال هستند. این تابع نشان می‌دهد که مطلوبیت موردانتظار، تابعی از گشتاورهای مرتبه بالاتر توزیع احتمال است. به دلیل اینکه گشتاورهای بالاتر بر مطلوبیت مورد انتظار سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد، انتظار می‌رود که بر بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران نیز تأثیر داشته باشد.

بر اساس مفروضات مطلوبیت، جریان نقدی ریسکی بیشتر از جریان نقدی معادل اطمینان است. این اصل برای تمامی توابع مطلوبیت برقرار است. اختلاف جریان نقد ریسکی و جریان نقد معادل اطمینان را «صرف ریسک» می‌گویند. رابطه ۴ که توسط پرات (۱۹۶۴)، ارائه شده، به‌عنوان یکی از روش‌های محاسبه صرف ریسک شناخته شده است.

$$\pi \approx \frac{\sigma^2 U''(W)}{2 U'(W)} \quad \text{رابطه ۴}$$

در رابطه ۴، π صرف ریسک است. بر اساس تابع مطلوبیت با افزایش ثروت صرف ریسک کاهش می‌یابد؛ بنابراین مشتق رابطه بالا باید منفی باشد:

$$\frac{d}{d} \left[-\frac{\sigma^2 U''(W)}{2 U'(W)} \right] = \frac{\sigma^2 - U'(W)U'''(W) + [U''(W)]^2}{[U'(W)]^2} < 0 \quad \text{رابطه ۵}$$

از آنجاکه مشتق مرتبه اول (شیب تابع مطلوبیت) مثبت است ($U'(W) > 0$) و به دلیل برقراری نامساوی بالا، مشتق مرتبه سوم نیز مثبت خواهد بود ($U'''(W) > 0$). بر این اساس در تابع مطلوب بسط داده‌شده به روش تیلور ضریب گشتاور مرتبه سوم باید مثبت باشد. پس با افزایش در گشتاور سوم مطلوبیت سرمایه‌گذار افزایش یافته و نرخ بازده موردانتظار کاهش می‌یابد [۱۸].

برای بیان رابطه بازده موردانتظار و گشتاور سوم، علاوه بر روش بالا می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری‌های دارای زیان‌های بالا و سودهای محدودشده، مطلوب سرمایه‌گذاران نخواهد بود؛ بلکه سرمایه‌گذاران طرفدار آن دسته از فرصت‌های سرمایه‌گذاری هستند که در آن‌ها

¹. Pratt

زیان‌های احتمالی محدود شده و دارای سودهای بالا باشند. چولگی یک معیار تعیین انحراف از قرینگی است. مطلوبیت سرمایه‌گذاران با افزایش چولگی افزایش می‌یابد. بر همین اساس اسکات و هوروات (۱۹۸۰)، تابع مطلوبیت را تا مرتبه چهارم بسط دادند و نتیجه گرفتند که با افزایش گشتاور چهارم مطلوبیت سرمایه‌گذاران کاهش و بازده موردانتظار افزایش می‌یابد.

پیشینه پژوهش. اثر چولگی بر بازده موردانتظار، نخستین بار توسط آردیتی (۱۹۶۷) برای کل سهام استاندارد اند پورز^۱ در دوره زمانی ۱۹۴۶ تا ۱۹۶۳ موردبررسی قرار گرفت. او هم‌زمان با چولگی اثر کواریانس، سیاست‌های تقسیم سود و ساختار سرمایه شرکت را بررسی کرد و نشان داد بازده با گشتاور سوم، سود تقسیمی و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، رابطه منفی دارد. اما شواهد حاصله نشان داد رابطه بازده دارایی و کواریانس آن به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. از آنجاکه در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بخش سیستماتیک ریسک قیمت‌گذاری می‌شود، کراس و لیتنزر برگر^۲ (۱۹۷۶) در راستای اصلاح روش آردیتی (۱۹۶۷) و با پیروی از مطالعه رابینستین^۳ (۱۹۷۳)، چولگی سیستماتیک را به جای چولگی کل مورد مطالعه قرار دادند و دریافتند که صرف ریسک بتا و چولگی سیستماتیک از لحاظ آماری معنادار است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که برای تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار نیویورک» طی ژانویه ۱۹۲۶ تا دسامبر ۱۹۳۵، مطلوبیت سرمایه‌گذاران با افزایش چولگی افزایش می‌یابد [13]. لیم (۱۹۸۹)، طی آزمونی تجربی با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۹۳۳ تا ۱۹۸۲ به نتایج مشابهی دست یافت. هاروی و سیدیک^۴ (۱۹۹۹)، چولگی شرطی را به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) افزودند. آن‌ها در مدل خود از داده‌های بازار سهام روزانه، هفتگی و ماهانه مربوط به کشورهای آمریکا، آلمان، ژاپن، مکزیک، شیلی، تایوان و تایلند استفاده کردند. آن‌ها دریافتند که چولگی شرطی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها اهمیت دارد [۱۱]. فانگ و لای^۵ (۱۹۹۷)، برای اولین بار علاوه بر چولگی، کشیدگی (گشتاور مرتبه چهارم) را به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای افزودند. آن‌ها در آزمون خود کل سهام فهرست‌شده در «بورس اوراق بهادار نیویورک» را از ژانویه ۱۹۶۹ تا دسامبر ۱۹۸۸ مورد مطالعه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که با

¹ Scott & Horath

² Standard and Poor's

³ Kraus & Litzenger

⁴ Rubinstein

⁵ Harvey & Siddique

⁶ Fang & Lai

افزودن گشتاورهای سوم و چهارم نرخ بازده موردانتظار سهام تنها با واریانس بازده سهم و بازده بازار مرتبط نیست و با چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک نیز رابطه معناداری دارد [۹]. چانگ^۱ و همکاران (۲۰۰۱)، در پی پاسخ به این پرسش که آیا اثرگذاری عوامل ریسک غیر از بتا مانند عوامل فاما و فرنچ^۲ (۱۹۹۳)، بر بازده موردانتظار تنها به دلیل لحاظ‌نکردن گشتاورهای بالاتر در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای است یا خیر، دریافتند توزیع بازده دارایی نرمال نیست؛ بنابراین انتظار داشتند گشتاورهای بالاتر برای سرمایه‌گذاران دارای اهمیت باشد. آن‌ها نشان دادند با افزودن گشتاورهای سیستماتیک مرتبه سوم توان توضیحی عوامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، تقریباً در تمامی موارد کاهش می‌یابد [۵]. چیاو^۳ و همکاران (۲۰۰۳)، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را در «بورس اوراق بهادار تایوان» با افزودن گشتاورهای سوم و چهارم در بازار سعودی و نزولی به تفکیک بررسی کردند و دریافتند که در بازار سعودی نسبت به بازار نزولی، ضریب تعیین مدل بیشتر است [۴]. هانگ^۴ و همکاران (۲۰۰۴)، به بررسی اثر گشتاورهای بالاتر بر حداقل نرخ بازده دارایی در بازار سهام انگلیس پرداختند و به این نتیجه رسیدند که هرچند بتا اثر معناداری بر بازده سهام دارد، اما گشتاورهای سوم و چهارم در توضیح بازده سهام مؤثر نیست [۱۲]. اسمیت^۵ (۲۰۰۷)، در پی بررسی اثر چولگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار دریافت که اثر سه عامل مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با در نظر گرفتن چولگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده دارایی به لحاظ آماری معنادار نیست؛ درحالی‌که با حذف چولگی سیستماتیک توان توضیحی مدل افزایش می‌یابد [۲۲]. ولف و فاس^۶ (۲۰۱۰)، به منظور بررسی اثر گشتاورهای بالاتر بر بازده موردانتظار، مدل CAPM را توسعه دادند و ۵۹ سهام شرکت‌های کره‌ای و سهام فهرست‌شده در «بورس اوراق بهادار کره» (KOSPI 100) را طی ژانویه ۱۹۸۵ تا دسامبر ۲۰۰۴، در دو بازار سعودی و نزولی مطالعه کردند. نتایج نشان داد توزیع بازده طی دوره مورد مطالعه نرمال نیست و توان توضیحی مدل با توسعه آن، به‌ویژه در شرایط بازار سعودی، افزایش می‌یابد [۲۴]. تپلوا و شوتوا^۷ (۲۰۱۱)، به منظور بررسی اثر گشتاورهای بالاتر بر حداقل بازده موردانتظار، سهام شرکت‌های فعال در روسیه از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۷ را به روش فاما و مک‌بث^۸ (۱۹۷۳)، مطالعه کردند. آن‌ها دریافتند که در بازار سعودی، اثر چولگی بر حداقل نرخ بازده موردانتظار

1 Chung

2 Fama and French

3 Chiao

4 Hung

5 Smith

6 Wolfle & Fuss

7 Teplova & Shutova

8 Fama & MacBeth

منفی و در بازار نزولی، مثبت است؛ همچنین اثر کشیدگی در بازار صعودی مثبت و در بازار نزولی منفی است [25]. ژانگ^۱ (۲۰۱۳)، نشان داد توزیع بازده سهام شرکت‌ها با افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به سمت چوله مثبت گرایش می‌یابد؛ یعنی شرکت‌های ارزشی چولگی بیشتری در توزیع بازده سهام خود دارند. وی به این نتیجه رسید که صرف ریسکی که برای شرکت‌ها از نظر ارزشی یا رشدی بودن لحاظ می‌شود، ناشی از تفاوت توزیع بازده دارایی‌ها است [۲۶]. اکبر و نوین^۲ (۲۰۱۶)، مدل CAPM توسعه یافته را در دو حالت شرطی و غیرشرطی در «بورس اوراق بهادار کراچی» با داده‌های سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ موردآزمون قرار دادند. آن‌ها دریافتند که ریسک‌های بتا، چولگی و کشیدگی سیستماتیک در دو حالت شرطی و غیرشرطی و به‌طور عمده در کل دوره و در زیردوره‌های موردبررسی، قیمت‌گذاری نشده‌اند. هرچند در زیردوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹، چولگی سیستماتیک غیرشرطی به‌طور منفی و معناداری قیمت‌گذاری شده است [1].

رابطه چولگی و کشیدگی با بازده دارایی در «بورس اوراق بهادار تهران» توسط تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) موردآزمون قرار گرفت. آن‌ها دوره آزمون مدل را به دو دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ و دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ تقسیم کرده و رابطه بازده با این متغیرها را به تفکیک بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اثر چولگی در کل دوره پژوهش و اثر کشیدگی در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ به لحاظ آماری معنادار است [۲۳]. راعی و همکاران (۱۳۸۹)، با افزودن چولگی و کشیدگی بازده سهام به مدل قیمت‌گذاری سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، دریافتند که از میان متغیرهای مورد مطالعه شامل صرف ریسک بازار، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار، چولگی و کشیدگی بازده، متغیرهای صرف ریسک بازار، اندازه شرکت و چولگی بازده بهتر می‌تواند تغییرات بازده سهام را تبیین کنند [17]. دولو و تیراندازی (۱۳۹۵)، اثر هم‌چولگی و هم‌کشیدگی بر بازده مورد انتظار را بررسی کردند و دریافتند اثر گشتاور مشترک مرتبه سوم (هم‌چولگی) بر بازده سهام به لحاظ آماری دارای معناداری ضعیف و هم‌کشیدگی فاقد اثر معنادار است [6].

۳. روش‌شناسی پژوهش

هدف پژوهش حاضر، آزمون تجربی اثر شرطی گشتاورهای سیستماتیک سوم و چهارم بر حداقل نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران در «بورس اوراق بهادار تهران» است. یکی از نواقص مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آن است که در مدل یادشده فرض می‌شود ترجیحات سرمایه‌گذاران و توزیع بازده دارایی‌ها در گذر زمان ثابت است؛ بنابراین به‌منظور پرهیز از آثار این

¹. Zhang

². Akbar & Nguyen

فرض بر اساس روش هاروی و سیدیک (۱۹۹۹)، علاوه بر استفاده از روش سنتی برای برآورد گشتاورهای سیستماتیک، از روش GHARCH(1,1) نیز استفاده شده است تا رابطه بین گشتاورهای سیستماتیک بالاتر و بازده موردانتظار به صورت شرطی بررسی شود. علاوه بر این، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر پایه بازده موردانتظار بنا شده است؛ اما برای آزمون آن از داده‌های واقعی استفاده می‌شود. بر عقیده پتینجل و همکاران (۱۹۹۵)، در صورت استفاده از داده‌های واقعی، یک رابطه شرطی بین بتا و بازده به وجود می‌آید؛ زیرا رفتار بتا در بازار صعودی و نزولی متفاوت خواهد بود؛ بنابراین در پژوهش حاضر، علاوه بر بررسی مدل غیرشرطی CAPM توسعه‌یافته و مدل شرطی به روش GHARCH(1,1)، مدل CAPM توسعه‌یافته بر اساس شرایط بازار نیز بررسی می‌شود.

جامعه و نمونه آماری. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا پایان سال ۱۳۹۵ به مدت ۱۹۲ ماه است. نمونه پژوهش شامل کلیه شرکت‌های جامعه است؛ به استثنای شرکت‌هایی که در بازه زمانی ۳۶ ماهه کمتر از ۳۰ ماه معامله شده باشد^۱. به این ترتیب تعداد شرکت‌های نمونه به طور میانگین ۱۹۵ مورد است.

داده‌های پژوهش عبارت‌اند از: قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته در «بورس اوراق بهادار تهران»، مقدار شاخص کل بازار و نرخ بازده اوراق مشارکت دولتی. داده‌های مربوط به قیمت سهام از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۹۵ و همچنین داده‌های مربوط به مقادیر شاخص کل از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۹۵ از سامانه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج و جمع‌آوری شده است. داده‌های مربوط به نرخ سود علی‌الحساب اوراق مشارکت «بانک مرکزی» از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۹۵ از سایت این بانک استخراج شده‌اند.

تعریف عملیاتی متغیرها. متغیرهای پژوهش حاضر به شرح زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

- بازده سهام. برای محاسبه بازده سهام از لگاریتم طبیعی تغییرات قیمت سهام نسبت به ماه قبل استفاده شده است.

$$r_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) \quad (\text{رابطه ۶})$$

۱. وجود حداقل ۳۰ ماه معاملاتی برای برآورد عوامل ریسک در هر بازه ۳۶ ماهه لازم است؛ بنابراین در هر بازه زمانی ۳۶ ماهه، حداقل تعداد روزهایی که سهم باید معامله شده باشد ۳۰ روز در نظر گرفته شده است و شرکت‌هایی که این ویژگی را نداشته باشند از نمونه حذف می‌شوند.

- **بازده بازار.** برای محاسبه بازده بازار، همانند بازده سهام، از لگاریتم طبیعی تغییرات شاخص کل بازار نسبت به ماه قبل استفاده شده است.

$$r_{mt} = \ln\left(\frac{TEDPIX_{it}}{TEDPIX_{it-1}}\right) \quad \text{رابطه (۷)}$$

- **بازده بدون ریسک.** نرخ بازده بدون ریسک بر حسب نرخ اوراق مشارکت «بانک مرکزی» تعیین می‌شود.

بتا، چولگی سیستماتیک^۱ و کشیدگی سیستماتیک^۲ برای برآورد بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک هر سهم، در پایان هر ماه از داده‌های ۳۶ ماه قبل استفاده می‌شود. مدلی که برای برآورد بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک استفاده می‌شود، برگرفته از مدل فانگ و لای (۱۹۹۷)، است. طبق این مدل رگرسیون سری زمانی زیر برازش می‌شود:

$$r_{it} = \alpha + \beta_{imt}(r_{mt}) + \gamma_{imt}(r_{mt})^2 + \delta_{imt}(r_{mt})^3 + \mu_t \quad \text{رابطه (۸)}$$

در رابطه ۸، β_{imt} ، γ_{imt} و δ_{imt} به ترتیب بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک هستند.

بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک شرطی با استفاده از $GARCH(1,1)$ به منظور برآورد بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک شرطی هر سهم در هر ماه، مدل شرطی CAPM مطابق رابطه ۸، برازش می‌شود که برای هر یک از پارامترهای ریسک $GARCH(1,1)$ استفاده شده است و برای برآورد آن در پایان هر ماه از داده‌های ۳۶ ماه قبل استفاده می‌شود:

$$E_{t-1}(R_{it}) = \alpha + \beta_{imt}^c E_{t-1}(R_{mt}) + \gamma_{imt}^c E_{t-1}(R_{mt})^2 + \delta_{imt}^c E_{t-1}(R_{mt})^3 + \mu_t \quad \text{رابطه (۹)}$$

در رابطه ۹، β_{imt}^c ، γ_{imt}^c و δ_{imt}^c به ترتیب بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک شرطی هستند.

1. Co-Skewness
 2. Co-Kurtosis

- سعودی / نزولی بودن بازار. برای تشخیص سعودی / نزولی بودن بازار از بازده اضافی بازار استفاده شده است؛ یعنی زمانی که بازده واقعی بازار کوچک‌تر از بازده بدون ریسک باشد، بازار نزولی و زمانی که بازده بازار بزرگ‌تر از بازده بدون ریسک باشد، بازار سعودی در نظر گرفته شده است.

مدل‌های پژوهش. در این بخش به منظور بررسی اثر گشتاورهای سیستماتیک سوم و چهارم بر بازده موردانتظار سهام، مدل‌های پژوهش که به صورت غیرشرطی و شرطی برآورد شده‌اند، تشریح می‌شوند.

مدل غیرشرطی CAPM توسعه یافته با گشتاورهای بالاتر^۱. به منظور بررسی اثر گشتاورهای سیستماتیک بالاتر بر بازده سهام بدون در نظر گرفتن ماهیت شرطی رابطه یادشده، رگرسیون‌های زیر طبق روش دومرحله‌ای فاما و مکبت (۱۹۷۳)، برازش شده‌اند:

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{imt-1} + \alpha_2 \gamma_{imt-1} + \varepsilon_{pt} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{imt-1} + \alpha_3 \delta_{imt-1} + \varepsilon_{pt} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{imt-1} + \alpha_2 \gamma_{imt-1} + \alpha_3 \delta_{imt-1} + \varepsilon_{pt} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

در روابط بالا β_{imt} ، γ_{imt} و δ_{imt} به ترتیب بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک هستند.

مدل شرطی CAPM توسعه یافته با گشتاورهای بالاتر^۲. به منظور بررسی اثر شرطی گشتاورهای سیستماتیک بالاتر بر حداقل بازده موردانتظار سهام از دو روش استفاده شده است. در روش نخست بدون آنکه بازار به دو بخش سعودی و نزولی تفکیک شود، به تبعیت از روش هاروی و سیدیک (۱۹۹۹)، پارامترهای ریسک به روش $GARCH(1,1)$ محاسبه شده و به عنوان متغیر توضیحی در رگرسیون‌های زیر لحاظ می‌شود:

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{imt-1}^c + \alpha_2 \gamma_{imt-1}^c + \varepsilon_{pt} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

1. Unconditional Higher Moment CAPM
 2. Conditional Higher Moment CAPM

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{imt-1}^c + \alpha_3 \delta_{imt-1}^c + \varepsilon_{pt} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{imt-1}^c + \alpha_2 \gamma_{imt-1}^c + \alpha_3 \delta_{imt-1}^c + \varepsilon_{pt} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

در روابط بالا β_{imt}^c ، γ_{imt}^c و δ_{imt}^c به ترتیب بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک شرطی هستند.

در روش دوم طبق روش پتینجل و همکاران (۱۹۹۵)، بازار به دو بخش نزولی و صعودی تفکیک شده و رگرسیون‌های زیر برازش می‌شوند:

$$r_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} D \beta_{it-1} + \alpha_{2t} (1 - D) \beta_{it-1} + \alpha_{3t} (1 - D) \gamma_{imt-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

$$r_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} D \beta_{it-1} + \alpha_{2t} (1 - D) \beta_{it-1} + \alpha_{4t} (1 - D) \delta_{imt-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

$$r_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} D \beta_{it-1} + \alpha_{2t} (1 - D) \beta_{it-1} + \alpha_{3t} (1 - D) \gamma_{imt-1} + \alpha_{4t} (1 - D) \delta_{imt-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

در روابط بالا β_{imt} ، γ_{imt} و δ_{imt} به ترتیب بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک هستند و D متغیر مجازی است که اگر بازار صعودی باشد، برابر یک و اگر نزولی باشد برابر صفر است. در آزمون مدل‌های فوق مانند روش غیر شرطی، از رگرسیون دو مرحله‌ای فاما مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱، آورده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی

متغیرها	میانگین	میانگین	حد اقل	حد اکثر	انحراف معیار
بازده ماهانه بازار	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱	-۰/۱۲۲	۰/۱۳۵	۰/۰۵۵
بازده ماهانه سهام	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۹	-۰/۲۱۸	۰/۲۳۸	۰/۱۵۲
بتا	-۰/۹۱۱	۰/۶۹۵	-۵/۰۱	۵/۷۴۷	۱/۰۴۵
چولگی سیستماتیک	-۰/۹۷۸	-۰/۴۰۵	-۲۰۲/۷۰۲	۱۱۳/۲۶۵	۱۴/۸۲۴
کشیدگی سیستماتیک	-۵۰/۱۳۳	-۱۲/۷۲	-۲۲۰۳/۱۴۱	۱۱۴۵/۱۲۸	۱۳۴/۲۲۳

در جدول ۱، میانگین بازده سهام نمونه برابر $0/003-$ است. از مقایسه میانگین بازده سهام با میانه می‌توان دریافت بازده سهام فاقد توزیع نرمال است؛ چراکه میانه بازده سهام $0/019-$ است. میانگین بتای شرکت‌ها طی ۱۵۶ ماه برابر $0/911$ است. نزدیکی بتای نمونه به بتای بازار نشان می‌دهد که نمونه مورد بررسی تا حد زیادی معرف جامعه آماری است. میانگین چولگی و کشیدگی سیستماتیک نیز برابر $0/978-$ و $50/133-$ به دست آمد.

مدل غیرشرطی CAPM توسعه یافته با گشتاورهای سیستماتیک بالاتر. در روابط ۱۰، ۱۱ و ۱۲، اثر گشتاورهای سیستماتیک دوم، سوم و چهارم بر بازده مورد انتظار سهام بررسی شده و نتایج برازش این معادله‌ها در جدول ۲، نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون رابطه غیرشرطی گشتاورهای سیستماتیک مرتبه سوم و چهارم و بازده مورد انتظار

ضرایب	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدأ	$-0/0069^{***}$	$0/0075^{**}$	$-0/0074^{***}$
بتا	$-0/0036$	$0/0019$	$-0/0023$
چولگی سیستماتیک	$-0/0008^{***}$	$0/0004^{***}$	
کشیدگی سیستماتیک	$-0/0001$		$0/0000$
ضریب تعیین	$0/043$	$0/027$	$0/031$
*** سطح اطمینان ۹۹ درصد، ** سطح اطمینان ۹۵ درصد و * سطح اطمینان ۹۰ درصد است.			

در مدل ۱، مقدار آماره t برای صرف ریسک چولگی سیستماتیک برابر $2/436-$ است؛ بنابراین چولگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده مورد انتظار سهام‌داران مؤثر و اثر آن منفی است. مقدار صرف ریسک کشیدگی سیستماتیک از لحاظ آماری معنادار نیست. در مدل ۲، فقط گشتاور سیستماتیک سوم، یعنی چولگی سیستماتیک، به مدل افزوده شده است. صرف ریسک چولگی سیستماتیک در این مدل به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. این متغیر همانند مدل ۱، به‌طور منفی قیمت‌گذاری شده است. در مدل ۳، کشیدگی سیستماتیک مورد آزمون قرار گرفته است؛ بر اساس آن، کشیدگی سیستماتیک مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار نگرفته است. به‌طور کلی در مورد یافته‌های حاصل از برازش سه مدل یادشده، می‌توان دریافت که چولگی سیستماتیک، اثر معکوس بر حداقل نرخ بازده سهام‌داران دارد. همچنین یافته‌های حاصل از برازش مدل‌های ذکرشده نشان‌دهنده عدم تأثیر کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده مورد انتظار سهام‌داران است.

مدل شرطی CAPM توسعه یافته با گشتاورهای سیستماتیک بالاتر. جد نتایج حاصل از برآزش مدل‌های پژوهش با استفاده از متغیرهای پژوهش که به روش GHARCH(1,1) محاسبه شده‌اند، در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون رابطه گشتاورهای سیستماتیک مرتبه سوم و چهارم (برآورد شده با استفاده از GHARCH(1,1)) و بازده موردانتظار

ضرایب	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدأ	-۰/۰۴۹۸***	-۰/۰۵۱۲***	-۰/۰۳۴۵**
بتا	-۰/۰۰۴۸*	-۰/۰۰۵۷**	-۰/۰۰۸۲
چولگی سیستماتیک	-۰/۰۰۲۹*	-۰/۰۰۱۹**	
کشیدگی سیستماتیک	-۰/۰۰۵۷		۰/۰۰۷۶
ضریب تعیین	۰/۰۵۳	۰/۰۴۴	۰/۰۴۱

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد، ** سطح اطمینان ۹۵ درصد و * سطح اطمینان ۹۰ درصد است.

بر اساس جدول ۳، چولگی سیستماتیک در مدل‌های ۱ و ۲، در سطح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد معنادار هستند؛ ولی در مدل ۳، معنادار نیست. همانند نتایج جدول ۲، رابطه بازده موردانتظار و این ریسک منفی است. مقدار صرف ریسک چولگی سیستماتیک در مدل ۱، برابر -۰/۰۰۲۹ و در مدل ۲، برابر -۰/۰۰۱۹ است. کشیدگی سیستماتیک در مدل‌های ۱ و ۳ از لحاظ آماری معنادار نیست.

جدول ۴، یافته‌های حاصل از برآزش مدل‌های پژوهش را در دو بازار صعودی و نزولی به تفکیک نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون رابطه گشتاورهای سیستماتیک مرتبه سوم و چهارم (برآورد شده با استفاده از $GHARCH(1,1)$) و بازده موردانتظار

بازار صعودی			
ضرایب	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدأ	۰/۰۱۰۱***	۰/۰۱۵۱***	۰/۰۱۱۹***
بتا	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۹۹	۰/۰۱۶۲
چولگی سیستماتیک	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴**	
کشیدگی سیستماتیک	۰/۰۰۰۳		۰/۰۰۰۱**
ضریب تعیین	۰/۰۴	۰/۰۲۵	۰/۰۳
بازار نزولی			
ضرایب	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدأ	-۰/۰۲۰۱***	-۰/۰۲۴۹***	-۰/۰۲۲۴***
بتا	-۰/۰۲۲۵***	-۰/۰۱۱۰***	-۰/۰۱۶۵***
چولگی سیستماتیک	-۰/۰۰۱۶***	-۰/۰۰۰۴**	
کشیدگی سیستماتیک	-۰/۰۰۰۴**		۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۰۴۵	۰/۰۲۸	۰/۰۳۱
*** سطح اطمینان ۹۹ درصد، ** سطح اطمینان ۹۵ درصد و * سطح اطمینان ۹۰ درصد است.			

صرف ریسک چولگی سیستماتیک در مدل ۱، بخش بازار صعودی از لحاظ آماری معنادار نیست؛ اما این متغیر در مدل ۲، در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و مقدار آماره t آن $۲/۰۰۵-$ است. کشیدگی سیستماتیک در مدل‌های ۱ و ۳، آورده شده است. در مدل ۲، کشیدگی سیستماتیک بر بازده موردانتظار مؤثر نیست؛ ولی در مدل ۳، اثر آن بر حداقل نرخ بازده موردانتظار سهام‌داران از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

چولگی در بازار نزولی در مدل ۱، از لحاظ آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار و علامت آن منفی و مقدار آماره t آن $۳/۵۵۷۷-$ است. صرف ریسک بازار کشیدگی سیستماتیک در سطح ۹۵ درصد معنادار است. در مدل ۲، مانند مدل ۱، رابطه بین حداقل نرخ بازده موردانتظار سهام‌داران و چولگی سیستماتیک منفی بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنادار است. هرچند چولگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار در این مدل مؤثر است، ولی جهت اثر آن همسو با فرضیه پژوهش نیست؛ چراکه در بازار نزولی به‌طور منفی قیمت‌گذاری شده است. در مدل ۳ جدول ۴، برخلاف مدل ۱، اثر کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده سهام‌داران رد شده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نرمال بودن توزیع بازده دارایی یکی از مهم‌ترین مفروضات مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای است. به همین دلیل این مدل تنها عامل ریسک را بتا در نظر می‌گیرد؛ اما نتایج پژوهش‌های اخیر حاکی از نرمال نبودن توزیع بازده دارایی‌ها است؛ بنابراین بتا به‌تنهایی نمی‌تواند معرف همه ریسک‌های مرتبط با دارایی باشد. در این شرایط باید گشتاورهای سوم و چهارم نیز به مدل افزوده شوند. در این رابطه مطالعات زیادی انجام شده است؛ اما مسئله‌ای که در آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وجود دارد آن است که مدل یادشده بر پایه بازده موردانتظار بنا شده، اما برای آزمون آن از داده‌های واقعی تاریخی استفاده می‌شود. پتینجل و همکاران (۱۹۹۵)، معتقدند اگر از داده‌های واقعی استفاده شود، رابطه‌ای شرطی بین بازده و بتا در داده‌های مقطعی به‌وجود می‌آید؛ زیرا در دو حالت، یعنی در بازار نزولی و صعودی، رابطه بازده و بتا رفتار متفاوت خواهد بود. باوجوداین مسئله در مطالعات انجام‌شده در داخل ایران رابطه شرطی بر اساس شرایط بازار نادیده گرفته شده و این امر از اعتبار نتایج این پژوهش‌ها کاسته است؛ بنابراین در پژوهش حاضر، علاوه بر بررسی مدل غیرشرطی CAPM توسعه‌یافته، مدل CAPM توسعه‌یافته بر اساس شرایط بازار نیز موردبررسی قرار گرفت.

نتایج پژوهش پیش رو در حالت غیرشرطی نشان می‌دهد که در «بورس اوراق بهادار تهران» سرمایه‌گذاران تمایل به کسب بازده‌های بالاتر با دفعات کمتر در مقایسه بازده‌های کمتر با دفعات بیشتر دارند؛ بنابراین با افزایش چولگی سیستماتیک مطلوبیت آن‌ها افزایش می‌یابد. این نتیجه همسو با نتایج پژوهش‌های آردیتی (۱۹۶۷)، کراس و لیتنزر برگر (۱۹۷۶) و هاروی و سیدیک (۱۹۹۹) است. آن‌ها در پژوهش‌های خود اثر منفی چولگی را بر حداقل نرخ بازده موردانتظار با بسط سری تیلور تابع مطلوبیت اثبات کردند. آن‌ها همچنین استدلال کردند سرمایه‌گذاران چولگی مثبت را ترجیح می‌دهند؛ زیرا سهمی که توزیع بازده آن دارای چولگی بیشتر باشد، احتمال کسب بازده مثبت بالقوه در آن بیشتر است. در رابطه با اثر کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار، نتایج پژوهش، این متغیر را بدون در نظر گرفتن رابطه شرطی بی‌تأثیر نشان داده است؛ درحالی‌که طبق یافته‌های فانگ و لایی (۱۹۹۷)، اثر آن مثبت ارزیابی شده است. آن‌ها دلیل مثبت بودن اثر کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار را بر اساس تابع مطلوبیت به این صورت استدلال کردند که دارایی با توزیع بازده کشیده‌تر مطلوبیت کمتری برای سرمایه‌گذاران دارد.

اثر چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار در بازار صعودی و نزولی به تفکیک، مانند پژوهش‌های چیاو و همکاران (۲۰۰۳) و تپلوا و شوتوا (۲۰۱۱)، بررسی شد. به‌طورکلی اثر چولگی سیستماتیک در بازار صعودی منفی است؛ یعنی

مطلوبیت سرمایه‌گذاران با افزایش چولگی سیستماتیک افزایش می‌یابد؛ البته با حذف کشیدگی سیستماتیک از مدل، چولگی سیستماتیک مؤثر واقع شده و اثر آن منفی است؛ در غیر این صورت فاقد اثر است. در بازار نزولی نیز بر خلاف نتایج پژوهش تپلوا و شوتوا (۲۰۱۱)، تأثیر چولگی سیستماتیک منفی نشان داده شده است. اثر کشیدگی سیستماتیک در بازار صعودی مثبت و در بازار نزولی بی‌تأثیر است. کشیدگی سیستماتیک با افزودن متغیر چولگی سیستماتیک به مدل پژوهش بر حداقل نرخ بازده موردانتظار مؤثر است. اثر این متغیر با نتایج پژوهش تپلوا و شوتوا (۲۰۱۱)، همسو است.

منابع

1. Akbar, M. & Nguyen, T. (2016). The explanatory power of higher moment capital asset pricing model in the Karachi stock exchange. *Research in International Business and Finance*, 36(7), 241-253.
2. Andersen, T., Bollerslev, T., Deibold, F., & Ebens, H (2000). The distribution of realized stock return volatility. *Journal of Financial Economics*, 61(1), 43-76.
2. Arditti, F. (1967). Risk and the Required Return on Equity. *Journal of Finance*, 22 (1), 19-36.
4. Chiao, C., Hung, H. & Srivastava, S. (2003). Taiwan stock market and four-moment asset pricing model. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*, 13(3), 255-381.
5. Chung, Y., Johnson, H. & Michael, J. (2001). Asset Pricing When Returns Are Nonnormal: Fama-French Factors vs. Higher-order Systematic Co-Moments. *The Journal of Business*, 79(3), 923-940.
6. Davallou, M., Tirandazi Hosseini, Gh (1395). Common moments: evidence of asset pricing, *Quarterly Quantitative Economics*, 12 (4), 119-134. (in Persian)
7. Fama, E. (1968). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 38(3), 34-105.
8. Fama, E. & MacBeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *J Polit. Econ*, 81(6), 607-636.
9. Fang, H. & Lai, T. (1997). Co-kurtosis and capital asset pricing. *Financial Review*, 32(8), 293-307.
10. Goetzmann, W., Ingersoll, J., Spiegel, M. & Welch, I. (2004). Sharpening sharpe ratios. *Yale ICF Working Paper*. 02-08.
11. Harvey, C.R. & Siddique, A. (1999). Autoregressive conditional skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(3), 465-487.
12. Hung, D., Shackleton, M. & Xu, X., (2004). CAPM, Higher Co-moment and Factor Models of UK Stock Returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(1), 87-112.
13. Kraus, A. & Litzenberger, R. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *The Journal of Finance*, 31(3), 1085-1100.
14. Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(4), 77-91.
15. Pettengill, G., Sundaram, S. & Mathur, I. (1995). The conditional relation between beta and returns. *J. Financ. Quant. Anal.* 30 (9), 101-116.
16. Pratt, J. (1964). Risk Aversion in the Small and in the Large. *The Econometric Society*, 32(1), 122-136.
17. Raei, R., Baharwand, S. And Mowafaghi, M. (1389). Asset Pricing with more factors. *Quarterly Quantitative Economics*, 7 (4), 101-115. (in Persian)
18. Rubinstein, M. (1973). The Fundamental Theorem of Parameter-Preference Security Valuation. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(7), 61-69.
19. Scott, R. & Horath, P. (1980). On The Direction of Preference for Moments of Higher Order Than The Variance. *Journal of Finance*, 35(1), 915-919.
20. Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *J. Finance*, 19(9), 425-442.
21. Smith, D. (2007). Conditional coskewness and asset pricing. *Journal of Empirical Finance*, 17(3), 91-119.

22. Tehrani, R., Belgorian, M. And Nabizadeh, A. (1387). Investigating the effect of skewness and kurtosis in stock market description using capital pricing model. *Quarterly Journal of the Stock Exchange*, 1 (4), 35-5(in Persian)2.
23. Teplova, T. & Shutova, E. (2011). A Higher Moment Downside Framework for Conditional an Unconditional CAPM in the Russian Stock Market. *Eurasian Economic Review*, 1(2), 157-178.
24. Wolfle, M. & Fuss, R. (2010). A higher-moment CAPM of Korean stock returns. *Int. J. Trade Global Mark*, 3(3), 24-51.
25. Zhang, X. (2013). Book-to-Market Ratio and Skewness of Stock Returns. *The Accounting Review*, 88(6), 2213-2240.