Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 27, Autumn 2019
PP: 9-28

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

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 momentto model development. Also, in examining the effect of higher moments real returns instead of expected returns is used, also because the capital asset pricingmodel assumes investors' preferences and the asset return distribution is stablethe 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 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 kurtosishas 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Received: 2017.November.19, Accepted: 2018.April.20.
* Asistant prof, Department of Financial and Accounitig, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
** MSc of Financial Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
(Corresponding Author), E-mail: wajed_r_88@yahoo.com

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۲۷ ـ پاییز ۱۳۹۸
ص‌ص ۲۸ ـ ۹

شاپای چاپی: ۴۶۳۷- ۲۶۴۵
شاپای الکترونیکی: ۴۶۴۵- ۲۶۴۵

توان توضیحی گشتاورهای سیستماتیک بالاتر در مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

مریم دولو*، واجد رضایی **

چکیده

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای برفرض نرمال‌بودن توزیع بازده دارایی‌ها بنا شده است؛ اما مطالعات زیادی فرض نرمال‌بودن توزیع بازده را به چالش کشیده‌اند و در پی آن با افزودن گشتاورهای بالاتر به توسعه مدل پرداخته‌اند. در بررسی اثر گشتاورهای بالاتر، به‌دلیل استفاده از بازده واقعی به‌جای بازده موردانتظار و همچنین به‌دلیل اینکه در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ترجیحات سرمایه‌گذاران و توزیع بازده دارایی‌ها ثابت فرض شده است، یک رابطه شرطی بین بازده و گشتاورهای یادشده به‌وجود 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 پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ است. به‌منظور بررسی اثر گشتاورهای سیستماتیک سوم و چهارم بر بازده سهام از روش فاما و مکبث (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.

پرتال جامع علوم انسانی

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 نرمال‌بودن توزیع بازده دارایی‌ها بنا شده است؛ اما مطالعات زیادی فرض نرمال‌بودن توزیع بازده را به چالش کشیده‌اند و با افزودن گشتاورهای بالاتر به توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی پرداخته‌اند. به عقیده فاما[1](۱۹۶۸)، آنچه دست‌ساز بشر است دارای توزیع نرمال نخواهد بود [۷]. نتایج پژوهش‌های اخیر نیز عدم‌نرمال‌بودن توزیع بازده را نشان می‌دهد. آندرسن[2]و همکاران (۲۰۰۰) و گویتزمان[3]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[4](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 به‌ترتیب واریانس و چولگی بازده دارایی‌ها است. روبینستون (۱۹۷۳) و هاروی و سیدیک[5](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 قابل‌حذف 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 (نرمال‌نبودن 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 درگذر 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 دادهای واقعی تاریخی استفاده می‌شود. پتینجل[1] 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؟ به‌این‌ترتیب 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 پیشینهٔ پژوهش

در سال ۱۹۶۴، شارپ[2] با بهره‌گیری از رویکرد مارکویتز[1] (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، سرمایه گذران بر اساس اینکه ریسک گریز[2]و دارای رفتار عقلایی[3]هستند، با افزایش بازده دارایی و کاهش واریانس به حداکثر مطلوبیت خواهند رسید؛ درنتیجه با افزایش واریانس بازده دارایی باید بازده موردانتظار نیز افزایش یابد تا مطلوبیت سرمایه‌گذار ثابت بماند.

ریسک در رویکرد مارکویتز (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[4](۱۹۶۷)، با لحاظ‌کردن 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[5](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[6]توسعه داد و مطلوبیت را تابعی از ثروت و درآمد در نظر گرفت [۳]. مطلوبیت در مقاله آردیتی (۱۹۶۷) از رابطه ۱، به‌دست می‌آید:

$$U = U(X + W)$$ 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:

$$U = U(rW + W)$$ رابطه (۲)

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

1 Markowitz
2 Risk aver
3 Rationality
4 Arditti
5 Scott &Horath
6 Exponential taylor series

رابطه ۳)
$$E(U) = U[\,W + E\,(rW)] + \frac{W^2}{2!}U''(W + W\mu_1)\mu_2 + \frac{W^3}{3!}U'''(W + W\mu_1)\mu_3 + \text{جملاتی که شامل گشتاورهای بالاتر می‌باشد}$$

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. به‌دلیل 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[1](۱۹۶۴)، ارائه شده، به‌عنوان یکی از روش‌های محاسبه صرف ریسک شناخته شده است.

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

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:

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

ازآنجاکه مشتق مرتبه اول (شیب تابع مطلوبیت) مثبت است ($U'(W)>0$) و به‌دلیل 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 محدودشده 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[1](۱۹۸۰)، تابع مطلوبیت را تا مرتبه چهارم بسط دادند و نتیجه گرفتند که با افزایش گشتاور چهارم مطوبیت 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[2]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. اماشواهد حاصله نشان داد رابطه بازده دارایی و کواریانس آن به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. ازآنجاکه در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بخش سیستماتیک ریسک قیمت‌گذاری می‌شود، کراس و لیتنزر برگر[3](۱۹۷۶) در راستای اصلاح روش آردیتی (۱۹۶۷) و با پیروی از مطالعه رابینستین[4](۱۹۷۳)، چولگی سیستماتیک را به‌جای چولگی کل موردمطالعه 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 دادهای بازه زمانی ۱۹۳۳ تا ۱۹۸۲ به نتایج مشابهی دست یافت. هاروی و سیدیک[5](۱۹۹۹)، چولگی شرطی را به مدل قیمت گذاری 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 قیمت گذاری دارایی‌ها اهمیت دارد [۱۱]. فانگ و لایی[6](۱۹۹۷)، برای اولین بار علاوه بر چولگی، کشیدگی (گشتاور مرتبه چهارم) را به مدل قیمت گذاری دارایی-های سرمایه‌ای افزودند. آن‌ها در آزمون خود کل سهام فهرست‌شده در «بورس اوراق بهادار نیویورک» را از ژانویه ۱۹۶۹ تا دسامبر ۱۹۸۸ موردمطالعه قراردادند و به این نتیجه رسیدند که با

---

1 Scott & Horath
2 Standard and Poor's
3 Kraus & Litzenberger
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 سیتماتیک نیز رابطه معناداری دارد [۹]. چانگ[1]و همکاران (۲۰۰۱)، در پی پاسخ به این پرسش که آیا اثرگذاری عوامل ریسک غیر از بتا مانند عوامل فاما و فرنچ[2](۱۹۹۳)، بر بازده موردانتظار تنها به‌دلیل 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]. چیائو[3]و همکاران (۲۰۰۳)، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را در «بورس اوراق بهادار تایوان» با افزودن گشتاورهای سوم و چهارم در بازار صعودی و نزولی به تفکیک بررسی کردند و دریافتند که در بازار صعودی نسبت به بازار نزولی، ضریب تعیین مدل بیشتر است [4]. هانگ[4]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، اماگشتاورهای سوم و چهارم در توضیح بازده سهام مؤثر نیست [۱۲]. اسمیت[5](۲۰۰۷)، در پی بررسی اثر چولگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار دریافت که اثر سه عامل مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با درنظرگرفتن 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[6](۲۰۱۰)، به‌منظور 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 صعودی و نزولی مطالعه کردند. نتایج نشان داد توزیع بازده طی دوره موردمطالعه نرمال نیست و توان توضیحی مدل با توسعه آن، به‌ویژه در شرایط بازار صعودی، افزایش می‌یابد [۲۴]. تپلوا و شوتوا[7](۲۰۱۱)، به‌منظور بررسی اثر گشتاورهای بالاتر بر حداقل بازده موردانتظار، سهام شرکت‌های فعال در روسیه از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۷ را به روش فاما و مکبث[8](۱۹۷۳)، مطالعه کردند. آن‌ها دریافتند که در بازار صعودی، 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[1](۲۰۱۳)، نشان داد توزیع بازده سهام شرکت‌ها با افـزایش نسـبت ارزش دفتری به ارزش بازار به سمت چوله مثبت گرایش می‌یابد؛ یعنـی شـرکت‌هـای ارزشـی چـولگی بیشتری در توزیع بازده سهام خود دارند. وی به این نتیجه رسید کـه صـرف ریسـکی کـه بـرای شرکت‌ها از نظر ارزشی یا رشدی بودن لحاظ می‌شود، ناشی از تفاوت توزیع بازده دارایی‌ها اسـت [۲۶]. اکبر و نوین[2](۲۰۱۶)، مدل CAPM توسعه‌یافتـه را در دو حالـت شـرطی و غیرشـرطی در «بورس اوراق بهادار کراچی» با داده‌های سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ موردآزمـون قراردادنـد. آن‌هـا دریافتند که ریسک‌های بتا، چولگی و کشیدگی سیستماتیک در دو حالت شـرطی و غیرشـرطی 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 اسـت [1].

رابطه چولگی و کشیدگی با بازده دارایی در «بورس اوراق بهـادار تهـران» توسـط تهرانـی و همکاران (۱۳۸۷) موردآزمون قرار گرفت. آن‌ها دوره آزمون مدل را به دو دوره ۱۳۸۱ تـا ۱۳۸۳ و دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ تقسیم کرده و رابطه بازده با این متغیرها را به تفکیک بررسی کردند. آن‌هـا به این نتیجه رسیدند که اثر چولگی در کل دوره پژوهش و اثر کشیدگی در بازه زمـانی ۱۳۸۱ تـا ۱۳۸۳ به لحاظ آماری معنادار است [۲۳]. راعی و همکاران (۱۳۸۹)، با افزودن چولگی وکشـیدگی بازده سهام به مدل قیمت‌گذاری سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، دریافتند کـه از میـان متغیرهـای موردمطالعه شامل صرف ریسک بازار، اندازه شرکت، نسـبت ارزش دفتـری بـه بـازار، چـولگی و کشیدگی بازده، متغیرهای صرف ریسک بازار، اندازه شرکت وچولگی بازده بهتر می‌تواند تغییـرات بازده سهام را تبیین کنند [17]. دولو و تیراندازی (۱۳۹۵)، اثر هم‌چولگی و هم‌کشیدگی بر بـازده 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 سـوم و چهـارم بـر حداقل نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران در «بورس اوراق بهادار تهران» است. یکی از نـواقص مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آن است کـه در مـدل یادشـده فـرض مـی‌شـود ترجیحـات 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 به‌صورت 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 به‌وجود 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 ۱۳۹۵به مدت ۱۹۲ ماه است. نمونه پژوهش شامل کلیه شرکت‌های جامعه است؛ به‌استثنای شرکت‌هایی که در بازده زمانی ۳۶ماهه کمتر از ۳۰ ماه معامله شده باشد[۱] به‌این‌ترتیب تعداد شرکت‌های نمونه به‌طور 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:

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

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

۱.وجود حداقل ۳۰ ماه معاملاتی برای برآورد عوامل ریسک در هر بازه ۳۶ماهه لازم است؛ بنابراین در هر بازه زمانی ۳۶ماهه، 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.

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

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

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

بتا، چولگی سیستماتیک[1] و کشیدگی سیستماتیک[2]: 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:

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

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

بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک شرطی با استفاده از GHARCH(1,1): به‌منظور 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:

رابطه (۹)
$$E_{t-1}(R_{it}) = \alpha + \beta^c_{imt}E_{t-1}(R_{mt}) + \gamma^c_{imt}E_{t-1}(R_{mt})^2 + \delta^c_{imt}E_{t-1}(R_{mt})^3 + \mu_t$$

در رابطه ۹، β^c_{imt}، γ^c_{imt} و δ^c_{imt} به‌ترتیب بتا، چولگی سیستماتیک و کشیدگی سیستماتیک شرطی هستند.

1. Co-Skewness
2. Co-Kurtosis

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

مدل‌های پژوهش. در این بخش به‌منظور بررسی اثر گشتاورهای سیستماتیک سوم و چهارم بـر بازده موردانتظار سهام، مدل‌های پژوهش که به‌صـورت غیرشـرطی و شـرطی بـرآورد شـده‌انـد، تشریح می‌شوند.

مدل غیرشرطی CAPM توسعه‌یافتـه بـا گشـتاورهای بـالاتر.[1] بـه‌منظـور بررسـی اثـر گشتاورهای سیستماتیک بالاتر بر بازده سهام بدون درنظرگرفتن ماهیت شـرطی رابطـه یادشـده، رگرسیون‌های زیر طبق روش دومرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳)، برازش شده‌اند:

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

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

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

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

مدل شرطی CAPMتوسعه‌یافته با گشـتاورهای بـالاتر.[2] بـه‌منظـور بررسـی اثـر شـرطی گشتاورهای سیستماتیک بالاتر بر حداقل بازده موردانتظار سهام از دو روش استفاده شـده اسـت. در روش نخست بدون آنکه بازار به دو بخش صعودی و نزولی تفکیک شود، بـه تبعیـت از روش هاروی و سـیدیک (۱۹۹۹)، پارامترهـای ریسـک بـه روش GHARCH(1,1) محاسـبه شـده و به‌عنوان متغیر توضیحی در رگرسیون‌های زیر لحاظ می‌شود:

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta^{c}_{imt-1} + \alpha_2 \gamma^{c}_{imt-1} + \varepsilon_{pt}$$ رابطه (۱۳)

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

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta^{c}_{imt-1} + \alpha_3 \delta^{c}_{imt-1} + \varepsilon_{pt}$$ رابطه (۱۴)

$$r_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta^{c}_{imt-1} + \alpha_2 \gamma^{c}_{imt-1} + \alpha_3 \delta^{c}_{imt-1} + \varepsilon_{pt}$$ رابطه (۱۵)

در روابط بالا β^{c}_{imt}، γ^{c}_{imt} و δ^{c}_{imt} به‌ترتیب 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:

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

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

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

در روابط بالا β_{imt}، γ_{imt} و δ_{imt} به‌ترتیب 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	میانه	حداقل	حداکثر	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 ۰/۰۰۳- است. از مقایسه میانگین بازده سهام با میانه می‌توان دریافت بازده سهام فاقد توزیع نرمال است؛ چراکه میانه بازده سهام ۰/۰۱۹- است. میانگین بتای شرکت‌ها طی ۱۵۶ ماه برابر ۰/۹۱۱ است. نزدیکی بتای نمونه به بتای بازار نشان می‌دهد که نمونه موردبررسی تا حد زیادی معرف جامعه آماری است. میانگین چولگی و کشیدگی سیستماتیک نیز برابر ۰/۹۷۸- و ۵۰/۱۳۳- به‌دست آمد.

مدل غیرشرطی CAPM توسعه‌یافته با گشتاورهای سیستماتیک بالاتر. در روابط ۱۰، ۱۱ و ۱۲، اثر گشتاورهای سیستماتیک دوم، سوم و چهارم بر بازده موردانتظار 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 موردانتظار

ضرایب	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدأ	۰/۰۰۶۹-**	۰/۰۰۷۵**	۰/۰۰۷۴-**
بتا	۰/۰۰۳۶-	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۳-
چولگی سیستماتیک	۰/۰۰۰۸-**	۰/۰۰۰۴***	
کشیدگی سیستماتیک	۰/۰۰۰۱-		۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۰۴۳	۰/۰۲۷	۰/۰۳۱

*** 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 ۲/۴۳۶- است؛ بنابراین چولگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار 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 موردآزمون قرار گرفته است؛ بر اساس آن، کشیدگی سیستماتیک موردتوجه سرمایه‌گذاران قرار نگرفته است. به‌طورکلی 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 عدم‌تأثیر کشیدگی سیستماتیک بر حداقل نرخ بازده موردانتظار سهام‌داران است.

مدل شرطی CAPM توسعه‌یافته با گشتاورهای سیستماتیک بالاتر. جد نتایج حاصل از برازش 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 (برآوردشده 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 برازش مدل‌های پژوهش را در دو بازار صعودی و نزولی به‌تفکیک نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 آن۲/۰۰۵- 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

نرمال‌بودن 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 نرمال‌نبودن 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 درنظرگرفتن رابطه شرطی بی‌تأثیر نشان داده است؛ درحالی‌که طبق یافته‌های فانگ و لایی (۱۹۹۷)، اثر آن مثبت ارزیابی شده است. آن‌ها دلیل مثبت‌بودن 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 چیائو 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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. *TheJournalofBusiness*, 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. *TheAccounting Review*, 88(6), 2213-2240.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی