فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ 23 پاییز 92 سال ششم ــ تاریخ دریافت: 91/10/01 ــ تاریخ پذیرش: 92/10/01 ــ ص 51- 76

بررسی رابطه بین ریسک و بازده: مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف

حیدر فروغ‌نژاد[1] / رسول پوریان[2] / منوچهر میرزایی[3]

چکیده

تبیین ارتباط بین ریسک، بازده و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای موضوعی است که طی دهه‌های اخیر به پارادایم غالب بازارهای سرمایه تبدیل گردیده است. در ادبیات مالی، الگوهای متفاوتی جهت بررسی رابطه بین ریسک و بازده ارائه شده است. یکی از این الگوها، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. این مدل در ابتدای معرفی خود با استقبال فراوانی مواجه شد اما پس از مدتی به شدت از سوی صاحبنظران حوزه مالی مورد انتقاد قرار گرفت و الگوهای متعددی جهت اصلاح آن معرفی گردید. از جمله الگوهایی که در جهت رفع نقاط ضعف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مطرح شد، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف است. هدف اصلی این پژوهش مقایسه توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به منظور دستیابی به این هدف، نمونه‌ای متشکل از 94 شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های 1380 تا 1389 مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف از عملکرد بهتری برخوردار است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژگان کلیدی: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، بتای بازار، بتای مصرف.

طبقه‌بندی موضوعی: G11 ،G12، O16.

---

1. دانشکده فنی و حرفه‌ای سما، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اندیشه، ایران
2. کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبایی
3. کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه اصفهان

مقدمه و بیان مسأله پژوهش

یکی از مهمترین عوامل در توسعه اقتصادی هر کشور، عملکرد بازار سرمایه آن می‌باشد. بورس اوراق بهادار به عنوان نماد بازار سرمایه، نقش بسزایی در جذب منابع مالی و جلب سرمایه‌گذاران در فعالیت‌های مولد اقتصادی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی دارد. در این بازار روزانه میلیون‌ها ورقه بهادار مورد معامله قرار می‌گیرد. شیوه قیمت‌گذاری اوراق بهادار مورد معامله، حاصل فعل و انفعال متغیرهای مختلفی است که هر یک به طریقی و با شدت متفاوتی بر قیمت اوراق مزبور تأثیر می‌گذارد. از جمله عوامل مؤثر در قیمت اوراق بهادار، ریسک و بازده آنها است. در ادبیات مالی ریسک و بازده دو رکن اساسی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری هستند و همواره بیشترین بازدهی با توجه به حداقل ریسک، معیار مناسبی برای سرمایه‌گذاری است. بنابراین دارایی‌های پر ریسک‌تر باید بازدهی بالاتری داشته باشند تا انگیزه نگهداری این گونه دارایی‌ها در سرمایه‌گذاران ایجاد شود (Reilly Frank, et al., 2000).

یکی از مدل‌های پیشین رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار دارایی‌ها، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] است. به دلیل تعریف یک رابطه ریاضی ساده بین ریسک و بازده، این مدل در صنعت مالی به ویژه در بودجه‌بندی سرمایه‌ای شرکت‌ها، تشکیل پرتفوهای بهینه و ارزیابی پروژه‌ها به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد. خروجی نهایی این مدل، نرخ بازده مورد انتظار هر دارایی ریسک‌دار را تعیین می‌کند. این مدل بر اساس مدل تحلیل پرتفوی دو پارامتری مارکوویتز[2] بنا نهاده شده است که از نتایج نظریه بازار سرمایه، برای استخراج روابط بین بازدهی مورد انتظار و ریسک سیستماتیک تک تک سهام موجود در پرتفوی استفاده می‌کند (Sharpe, 1964). مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد شارپ (1964) و لینتنر (1965)، ریسک اوراق بهادار را از طریق کوواریانس بازده آن با بازده بازار سهام اندازه‌گیری می‌کند. این کوواریانس به عنوان بتای بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مدل، بازده مورد انتظار هر سهم برابر است با نرخ بازده بدون ریسک، بعلاوه حاصلضرب بتای آن سهم در صرف ریسک بازار. به عبارت دیگر بازده اضافی مورد انتظار هر سهم، متناسب با بتای بازار آن است (Sharpe, 1964 ،Lintner, 1965).

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای همانند سایر مدل‌های اقتصادی با محدودیت‌های زیادی مواجه است، از اینرو این مدل همواره مورد انتقاد اندیشمندان حوزه مالی و اقتصادی قرار گرفته و

1. Capital Assets Pricing Model
2. Markowitz

جهت رفع محدودیت‌های آن، مدل‌های متعددی طراحی شده است. از جمله مدل‌هایی که در جهت رفع محدودیت‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی مطرح شد، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (C-CAPM)[1] است. این مدل ریسک اوراق بهادار را از طریق کوواریانس بازده آن با شاخص مصرف سرانه، مورد سنجش قرار می‌دهد که این کوواریانس به بتای مصرف معروف است. به عبارت دیگر در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، بازده اضافی مورد انتظار هر سهم با بتای مصرف متناسب است. بنابراین می‌توان اظهار داشت که بتای مصرف معیاری برای سنجش گرایش سیستماتیک سهام به دنباله‌روی از حرکت بازار است (Lucas, 1978، Breeden, 1979).

به طور کلی رفتار سرمایه‌گذاران در بازار های مالی توسعه یافته و در حال توسعه متفاوت است. با توجه به اینکه تاکنون آزمون و مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف بیشتر در رابطه با بازارهای مالی توسعه یافته صورت گرفته است، این مطالعه بر آن است تا توانایی این دو مدل را در تبیین رابطه بین ریسک و بازده در بازار در حال توسعه (نوظهور) ایران مورد سنجش و مقایسه قرار دهد. لذا هدف پژوهش حاضر بررسی عملکرد مدل‌های CAPM و C-CAPM در بازاری با رفتارهای متفاوت و همچنین استخراج معیاری بهتر جهت اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک و توسعه رابطه‌ای نزدیک‌تر بین بازار سرمایه و مفاهیم بنیادی اقتصادی است.

مروری بر پیشینه پژوهش

کیم و همکاران (Kim, et al., 2012) در مطالعه‌ای به ارزیابی و مقایسه توانایی مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌ها در کشور کره جنوبی پرداختند. آنها در پژوهش خود جهت بررسی رابطه بین ریسک و بازده دارایی‌ها، مدل‌های CAPM، ATP، C-CAPM، مدل سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ و مدل سه عاملی چن و همکاران را انتخاب کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که به ترتیب مدل-های پنج و سه عاملی فاما و فرنچ، مدل سه عاملی چن و همکاران و مدل CAPM نسبت به سایر مدل‌ها از عملکرد بهتری برخوردار هستند.

دا و همکاران (Da, et al., 2012) در پژوهش خود کارایی مدل CAPM را در برآورد هزینه سرمایه شرکت‌ها مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بر خلاف شواهدی که در

1. Consumption Based Capital Assets Pricing Model

خصوص نقاط ضعف این مدل وجود دارد، استفاده از مدل مزبور در برآورد هزینه سرمایه و اتخاذ تصمیمات مربوط به بودجه‌بندی سرمایه‌ای از عملکرد قابل قبولی برخوردار است.

دارات و همکاران (Darrat, et al., 2012) در مطالعه خود عملکرد مدل‌های مختلف C-CAPM را در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در کشورهای توسعه یافته اغلب مدل‌های C-CAPM و به ویژه مدل‌های مبتنی بر رفتار آن از عملکرد قابل قبولی برخوردار است لکن مدل‌های مزبور در کشورهای در حال توسعه، کارایی لازم را ندارند.

بالبس و همکاران (Balbas, et al., 2010) در پژوهش خود به بررسی و مقایسه عملکرد مدل CAPM و مدل ATP پرداختند. نتایج این بررسی نشان داد که مدل CAPM در توضیح رابطه بین ریسک و بازده دارایی‌ها، کاراتر است.

رای و همکاران (Ray, et al., 2009) در مطالعه خود به ارزیابی و مقایسه توانایی مدل CAPM و مدل بازنگری شده آن پرداختند. آنها با فرض صفر بودن عرض از مبدأ در مدل بازنگری شده نشان دادند که مدل CAPM از عملکرد بهتری برخوردار است.

کاراگیوزوا (Karagyozova, 2007) در پژوهش خود با تقسیم‌بندی بازار مصرف به دو گروه سهام‌داران با عنوان B و غیرسهامداران با عنوان A، مدل C-CAPM را در بازار سهام بریتانیا مورد آزمون قرار داد. نتایج نشان داد عملکرد مصرف این دو گروه مختلف بوده و تأثیرات متفاوتی بر روی مدل C-CAPM دارند. بنابراین او پیشنهاد داد که با جداسازی بازار مصرف‌کنندگان می‌توان نتایج معنادارتری از مدل C-CAPM استخراج کرد.

گرگوریو و همکاران (Gregoriou, et al., 2006) در مطالعه خود با وارد کردن متغیر هزینه مبادلات در مدل C-CAPM، آن را در بازار سهام انگلستان مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها با استفاده از بازده فصلی طی دورهٔ 1980 تا 2000، به این نتیجه رسیدند که اگرچه این مدل نمی‌تواند بازده سهام را تبیین کند، ولی متغیر هزینه مبادلات در تمامی موارد معنادار است و باید در مدل قرار گیرد.

چن (Chen, 2003) در پژوهش خود به آزمون و مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای سنتی (CAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (C-CAPM) در هفت بخش فرعی بازار مالی در بازار سهام نوظهور تایوان پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که در مدل CAPM رابطه بین بازده سهام و بتا از لحاظ آماری معنادار است و ضریب تعیین رگرسیون بالا است. در مقایسه C-CAPM نتوانست بازار سهام تایوان را توجیه کند.

از دیگر مطالعات انجام شده بر روی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، می‌توان به مطالعه آسپرم (Asprem, 1989) اشاره کرد. وی برای آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، استفاده از واردات را به جای استفاده از مصرف پیشنهاد داد. وی استدلال کرد که تغییرات در واردات، به وسیله تغییرات در مصرف و سرمایه‌گذاری آغاز می‌شود و افزایش در مصرف خصوصی داخلی، به واردات بیشتر می‌انجامد. به عقیدهٔ او، نوسان واردات در طول زمان بایستی بهتر از مصرف بتواند نوسان قیمت سهام را در خود جای دهد؛ در نتیجه نرخ رشد واردات می‌تواند فاکتور خوبی برای رشد مصرف و شاخص مفیدی از تغییرات پس‌انداز مردم باشد.

پس از آن مانکیو و شاپیرو با ادعای این که بتای مبتنی بر مصرف بهتر از بتای بازار می‌تواند نقش معیار ریسک را در نظر بگیرد، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف را در بورس نیویورک مورد آزمون قرار دادند. آنها بر اساس این اصل که دارایی‌های با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازده متوسط بالاتری را ارائه دهند با استفاده از اطلاعات بازار ایالات متحده آمریکا و شاخص مصرف سرانه بررسی کردند که آیا سهام‌هایی که بتای بازار و مصرف بالاتری دارند، بازدهی بیشتری را ارائه می‌دهند. آن‌ها دریافتند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی در مقایسه با مدل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، بازده اضافی را بهتر محاسبه می‌کند (Mankiw, et al., 1986).

مدل قیمت‌گذاری داریی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، برای اولین بار در سال 1978 توسط لوکاس تبیین شد. لوکاس (Lucas, 1978) با مفروض قرار دادن اقتصاد مبادله‌ای که دارای مصرف‌کنندگان همگن است، تغییرات تصادفی بازده دارایی را مورد بررسی قرار داده و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف را ارائه نمود. وی مدل خود را با عامل مصرف کننده‌ای که تابع مطلوبیتش دارای ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت بود، تشریح کرد.

در ایران نیز پژوهش‌های متعددی در رابطه با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و سایر مدل‌های مشتق شده از آن صورت گرفته است. خانی و همکاران (1390) در مطالعه‌ای به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با رویکرد چند عاملی در حالت شرطی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بازده سهام در شرایط غیر نزولی و غیر صعودی، با بتا و اندازه شرکت و در شرایط نزولی با متغیرهای بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت و در شرایط صعودی با بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت و اهرم بازار رابطه دارد.

توانگر و همکاران (1390) در مطالعه خود، توان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی(D-CAPM)[1] را با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی(CAPM) در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که به طورکلی مدل D-CAPM در تبیین بازده موردانتظار در بورس اوراق بهادار تهران از مدل CAPM توان بیشتری دارد که این نتیجه هم در دوره‌های کوتاه‌مدت و هم در دوره‌های بلندمدت مشاهده می‌شود. به علاوه پیش‌بینی بازده‌های سهام با استفاده از هر دو مدل و مقایسه آن با بازده‌های واقعی نشان می‌دهد که مدل D-CAPM از نظر مطابقت مقادیر پیش‌بینی شده با مقادیر واقعی، در بیان رابطه بین ریسک و بازده در مقایسه با مدل CAPM سنتی بسیار کاراتر عمل نموده است.

تالانه و همکاران (1390) در پژوهش خود به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج مطالعه آنها شواهدی درخصوص تأیید مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و عدم تأیید نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ فراهم نمود.

مجتهدزاده و همکاران (1389) در مطالعه‌ای میزان خطای دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی را در پیش‌بینی بازده سهام مورد بررسی و مقایسه قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که مدل تعدیل شده از نظر برآورد بازده دارایی، ضریب خطای کمتری دارد و وجود عامل تورم در این مدل، میزان دقت آن را نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به شکل معناداری افزایش می‌دهد.

رهنمای رودپشتی و همکاران (1389) در مطالعه‌ای به مقایسه تطبیقی مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی(CAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی(D-CAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدید نظر شده (R-CAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده (A-CAPM) پرداختند. آنها در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که روش R-CAPM در مقایسه با سایر روش‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، در پیش‌بینی ریسک و بازده توان تبیین بالاتری دارد. بعد از آن مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تعدیل شده (A-CAPM) بالاترین توان تبیین را دارد. در نهایت دو روش D-CAPM و CAPM دارای پایین‌ترین توان تبیین در پیش‌بینی ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران هستند.

1. Decreased CAPM

تهرانی و همکاران (1387) در مطالعه خود به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف پرداختند. آنها با استفاده از حساسیت بازده سهام به تغییرات مصرف سرانه به عنوان معیار ریسک سیستماتیک (بتای مصرف) نشان دادند که بر خلاف مبانی نظری، عملکرد تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف است.

شاهوردیانی (1385) در پایان‌نامه خود به مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی در شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. یافته‌های پژوهش وی نشان داد که ریسک سیستماتیک محاسبه شده توسط بتای کاهشی در مقایسه با بتای سنتی تفاوت معناداری دارند و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، تخمین دقیقتری از ارتباط بین ریسک و بازده سهام و نیز نرخ بازده مورد انتظار سهام در بازارهای نامتقارن ارائه می‌دهد.

ادبیات و مبانی نظری پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای الگویی برای تبیین ارتباط بین ریسک و بازده دارایی‌ها است. در حقیقت این مدل دارایی‌ها را با توجه به ریسکشان قیمت‌گذاری می‌کند. پایه و اساس توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسط مارکوویتز و توبین[1] بنا نهاده شد، به طوری که این مدل براساس مدل تحلیل دو پارامتری مارکوویتز شکل گرفت و در مرحله بعد توسط توبین ادامه یافت. در چارچوب تحلیل دو پارامتری مارکوویتز فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران تنها به تعادل بین بازده مورد انتظار و ریسک در طول یک دوره توجه می‌کنند. مارکوویتز برای اولین بار مقیاس خاصی از ریسک پرتفوی را تشکیل داد و ریسک و بازده مورد انتظار یک پرتفوی را تعیین کرد. وی نشان داد که سرمایه‌گذاران ترکیبی از پرتفوی ریسکی و بدون ریسک را براساس درجه ریسک گریزی خود انتخاب می‌کنند (Galagedra, 2006). پیچیدگی محاسبات در مدل مارکوویتز با افزایش تعداد دارایی‌ها موجب گردید تا شارپ و لینتنر روش ماتریس قطری را به عنوان جایگزین روش ماتریس واریانس کامل ارائه نمایند. این مدل بر این فرض استوار است که سرمایه‌گذاران با علم به نظریه

1. Tobin

پرتفوی و کاهش ریسک غیرسیستماتیک از طریق تنوع بخشی، از آن جهت ایجاد پرتفوی کارا بهره می‌جویند و هر یک بسته به درجه ریسک‌گریزی، پرتفوی متفاوتی را ایجاد می‌کنند (Lintner, 1965، Sharpe, 1964). مدل CAPM در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، علاوه بر در نظر گرفتن مفروضات بازار کارا، سه فرض زیر را در نظر می‌گیرد:

نخست اینکه دارایی بدون ریسک وجود دارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند مبالغ نامحدود در نرخ بدون ریسک وام بدهند و وام بگیرند و این نرخ برای تمام سرمایه‌گذاران یکسان است. دوم مالیات، هزینه مبادلاتی، محدودیت فروش استقراضی[1] یا سایر محدودیت‌های بازار وجود ندارد و سوم اینکه کیفیت کل دارایی ثابت است و تمام دارایی‌ها قابل خرید و فروش و تقسیم‌پذیر هستند. پس از در نظر گرفتن مفروضات فوق این مدل بیان می‌کند که اولاً ریسک هر دارایی بر اساس میزان وابستگی بازده آن با بازده بازار مشخص می‌شود و ثانیاً ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار رابطه خطی ساده و مستقیم خواهد بود (Sharpe, 1964 ؛ Lintner, 1965). به عبارت دیگر مدل CAPM سنتی یک مدل ایستا از تخصیص پرتفوی در شرایط عدم اطمینان و ریسک گریزی است. این مدل بازده دارایی (R_i) را به بازده بدون ریسک (R_f) و بازده بازار (R_m) به صورت زیر ارتباط می‌دهد:

$$ER_i = R_f + \beta_{i,m}\left(ER_m - R_f\right) + \delta_i \qquad (1$$

که در این رابطه E بیانگر مقدار مورد انتظار یا همان امید ریاضی، δ_i نشان دهنده جزء اخلال یا باقیمانده مدل و $\beta_{i,m}$ معیار ریسک سیستماتیک دارایی iام است که از رابطه(2) به دست می‌آید:

$$\beta_{i,m} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)} \qquad (2)$$

در رابطه(2)، $Cov(R_i, R_m)$ بیانگر کوواریانس بین بازده دارایی iام و بازده بازار و $Var(R_m)$ نشان دهنده واریانس بازده بازار است.

به منظور برآورد و انجام آزمون، رابطه(1) به شرح زیر بسط داده می‌شود:

$$R_i = a_0 + a_1\beta_{m,i} + \vartheta_i \qquad (3)$$

که در آن:

R_i بازده واقعی دارایی iام، a_0 بازده بدون ریسک یا همان R_f، a_1 بازده اضافی یا صرف ریسک یا همان $(ER_m - R_f)$ و ϑ_i خطای مورد انتظار یا همان $(R_i - ER_i)$.

1. Short Selling

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بدو ورود به ادبیات مالی، به دلیل تعریف یک رابطه ریاضی ساده بین ریسک و بازده، به صورت گسترده مورد استفاده قرار گرفت. اما دیری نپایید که به دلایل مختلف مورد انتقاد اندیشمندان اقتصاد مالی قرار گرفت. مرتن بیان کرد که مدل CAPM، یک مدل تک دوره‌ای و ایستا است. وی نشان داد که رفتار متفاوت پرتفوی برای سرمایه‌گذارانی که بهینه سازی میان دوره‌ای را مدنظر قرار می‌دهند، به سبب تغییر در مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری است، در حالیکه در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری به صورت مجموعه‌ای ثابت در نظر گرفته می‌شود (Merton, 1973). رول نیز بیان کرد که مدل CAPM به دلیل انتخاب نادرست نماینده برای کل بازار و در نتیجه تخمین نادرست ریسک سیستماتیک، آزمون‌پذیر نیست. علاوه بر این در مدل ایستای CAPM اثرات زمانی و تغییرات مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری در محاسبه ریسک یک دارایی لحاظ نمی‌شود (Roll, 1976).

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف

با هدف رفع نقاط ضعف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل جدیدی تحت عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (C-CAPM) توسط لوکاس و بریدن ارائه شد (Lucas, 1978 ،Breeden, 1979). نسخه‌های زیادی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف وجود دارد. لیکن نسخه پیشنهادی مانکیو و همکاران (Mankiw, et al., 1986) احتمالاً مشهورترین نسخه است. این دو پژوهشگر در مدل خود کوواریانس بازده با رشد تجمعی مصرف را به عنوان معیار ریسک سیستماتیک معرفی نمودند. آنها بیان کردند که بتای مبتنی بر مصرف از لحاظ تئوریک به دو دلیل بهتر از بتای بازار می‌تواند نقش معیار ریسک را ایفا نماید، اول اینکه این بتا ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پرتفوی را ترکیب می‌کند و دوم اینکه، همزمان اشکال دیگری از ثروت که فراتر از بازار سهام بوده و اصولاً مربوط به اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک است را به صورت یکجا در نظر می‌گیرد.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شارپ و لینتنر، ریسک اوراق بهادار را توسط کواریانس آن با بازده بازار سهام اندازه می‌گیرد. این کواریانس به عنوان بتای بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مدل، بازدهٔ مورد انتظار هر سهم برابر است با نرخ بازدهٔ بدون ریسک، به اضافه حاصل ضرب بتای آن سهم در صرف ریسک بازار، به عبارت دیگر، صرف ریسک مورد انتظار سهام متناسب با بتای بازار است (Sharpe, 1964 ،Lintner, 1965). در مقایسه، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

مبتنی بر مصرف (C-CAPM) لوکاس و بریدن ریسک اوراق بهادار را به وسیله کوواریانس بازده با رشد مصرف سرانه، مورد سنجش قرار می دهد (Lucas, 1978 ،Breeden, 1979). این کوواریانس به بتای مصرف معروف است. در این مدل بازده اضافی مورد انتظار هر سهم با بتای مصرف متناسب است. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که بتای مصرف معیاری برای سنجش گرایش سیستماتیک سهام به دنباله روی از حرکت بازار است (Chen, 2003).

برای درک مفهوم مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، مسئله بهینه‌سازی مصرف فرد را بایستی درنظر گرفت؛ در هر دوره فرد سطحی از مصرف را انتخاب و همچنین در هر دوره تخصیص پرتفوی متفاوتی از دارایی‌های مختلف را خواهد داشت که در نهایت هدف فرد حداکثر کردن تابع مطلوبیت زیر است:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (1+\rho)^{-s} U(C_{t+s}) \quad (4)$$

در رابطه(4)، E_t وضعیت شرطی مورد انتظار از اطلاعات موجود در زمان t، ρ نرخ رجحان زمانی ذهنی، C_{t+s} مصرف در دوره $t+s$ و U تابع مطلوبیت یک دوره‌ای است.

شرط استاندارد مرتبه اول تابع فوق عبارتست از:

$$E_t\left[\left(1+R_{i,t}\right)S_t\right] = 1 \quad (5)$$

که در آن $R_{i,t}$ بازده دارایی iام و S_t نرخ نهایی جانشینی است که از رابطه(6) به دست می‌آید:

$$E_t = \frac{U'(C_{t+1})}{(1+\rho)\left(U'(C_t)\right)} \quad (6)$$

رابطه(6) با توجه به قانون فرافکنی تکراری[1]، در وضعیت انتظارات غیرشرطی هم برقرار است. بنابراین می‌توان رابطه(6) را به صورت زیر نوشت:

$$E\left[1+R_{i,t}\right] = [ES_t]^{-1}\left(1 - Cov\left(R_{i,t}, S_t\right)\right) \quad (7)$$

در رابطه(7)، E بیانگر وضعیت مورد انتظار شرطی و cov نشان دهنده کوواریانس غیرشرطی است.

حال فرض می‌شود که تابع مطلوبیت یک دوره‌ای مصرف‌کننده U(C)، ریسک گریزی نسبی ثابت دارد. یعنی:

1. Iterated Projections

$$U(C) = \frac{C^{1-A}}{1-A} \quad (8)$$

در رابطه(8)، A معیار ریسک‌گریزی نسبی است. با در نظر گرفتن این تابع مطلوبیت، می‌توان کوواریانس رابطه(7) را به صورت زیر برآورد کرد:

$$Cov(R_{i,t}, S_t) \cong \left[\frac{A}{(1+\rho)}\right] \times Cov\left(R_{i,t}\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) \quad (9)$$

با ترکیب رابطه(7) و تقریب رابطه(9)، رابطه زیر حاصل می‌شود که با رابطه(1) همسو می‌باشد:

$$R_i = a_0 + a_2\beta_{c,i} + \vartheta_i \quad (10)$$

که در آن بازده واقعی دارایی iام و سایر پارامترهای آن به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$a_0 = (ES_t)^{-1} - 1 \quad (11)$$

$$a_2 = \frac{A \times Cov\left(R_{i,t}, \frac{C_{t+1}}{C_t}\right)}{[(1+\rho)ES_t]} \quad (12)$$

$$\beta_{c,i} = \frac{Cov\left(R_{i,t}, \frac{C_{t+1}}{C_t}\right)}{Cov\left(R_{m,t}, \frac{C_{t+1}}{C_t}\right)} \quad (13)$$

رابطه(10) همانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، بازده دارایی را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می‌دهد. لکن در این رابطه معیار ریسک سیستماتیک($\beta_{c,i}$)، کوواریانس بازده با رشد مصرف است و $\beta_{c,i}$ به گونه‌ای تبیین شده است که مقدار آن برای بازار برابر یک است. با گنجاندن این پارامتر در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_i = a_0 + a_1\beta_{m,i} + a_2\beta_{c,i} + \vartheta_i \quad (14)$$

در رابطه فوق، $\beta_{c,i}$ بتای مصرف یا شاخص ریسک سیستماتیک را نشان می‌دهد و تعریف سایر متغیرها مشابه رابطه(1) می‌باشد(Chen, 2003).

در تمامی معادلات رگرسیون فوق(معادلات(3)، (10) و (14)) مقدار ثابت a_0، یک تفسیر دارد. در خصوص یک دارایی که بازده آن مساوی با بازده بدون ریسک است، هر دو بتا برابر با صفر

خواهند بود. بنابراین، هر رگرسیون بیانگر این مطلب است که بازده یک دارایی بدون ریسک برابر با جمله ثابت a_0 است. معیارهای ریسک(هر دو بتا) نیز به گونه‌ای نرمال شده‌اند که بتای بازار سهام برابر یک است. بنابراین از آنجا که جمله ثابت a_0 بازده بدون ریسک واقعی است، هر یک از روابط (3) و (10) دلالت بر این دارد که ضریب بتای مربوطه، فاصله بین بازده بازار و بازده بدون ریسک $(ER_m - R_f)$ را گسترش می‌دهد.

مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی بر این دلالت دارد که $a_1 = ER_m - R_f$ و $a_2 = 0$. در حالیکه در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف فرض بر اینست که $a_2 = ER_m - R_f$ و $a_1 = 0$.

بنابراین با برآورد رابطه(10)، می‌توان ضرایب a_1 و a_2 را با یکدیگر مقایسه کرده و موفقیت نسبی هر یک از دو مدل را مورد سنجش قرار داد.

روش پژوهش

به دلیل اینکه نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گیرد، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین این پژوهش از لحاظ ماهیت توصیفی- همبستگی است. زیرا در این نوع پژوهش‌ها، محقق به دنبال ارزیابی ارتباط بین دو یا چند متغیر است. همانگونه که بیان شد، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی و مقایسه توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی(CAPM) و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف(C-CAPM) در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. به منظور دستیابی به این هدف، فرضیه های پژوهش به شرح زیر تدوین شد:

فرضیه 1: بین بتای بازار و بازده سهام رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد.

فرضیه 2: بین بتای مصرف و بازده سهام رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد.

فرضیه 3: بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار، ارتباط بیشتری با بازده دارد.

فرضیه 4: بازده محاسبه شده بر اساس مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، انطباق بیشتری با بازده واقعی دارد.

همانگونه که در بخش پیشینه پژوهش بیان شد، تهرانی و همکاران(1387) نیز در مطالعه خود به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی

بر مصرف پرداختند. آنها در مطالعه خود از نرخ رشد مصرف سرانه به عنوان شاخص مصرف استفاده کردند. لکن به عنوان یکی از نقاط تمایز، در این پژوهش از متغیرهای نرخ رشد سود نقدی، نرخ رشد واردات و نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان شاخص متغیر مصرف در مدل C-CAPM استفاده شده است. از اینرو بتای هر یک از این متغیرهای سه‌گانه نماینده مصرف، به صورت جداگانه در مدل CAPM گنجانده می‌شود و توانایی آن با مدل CAPM سنتی مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش ابتدا از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی(OLS)[1] و شیوه داده‌های ترکیبی[2] استفاده شده است. برای برآورد پارامترهای مدل‌های رگرسیون، آزمون فرض‌ها کلاسیک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مهمترین این فرض‌ها ، فرض‌های مربوط به عدم وجود خود همبستگی، عدم وجود هم خطی و عدم وجود ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل می‌باشد. در روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی در بسیاری از موارد فروض عدم وجود خودهمبستگی و عدم وجود واریانس ناهمسانی برقرار نمی‌باشد. از اینرو خطاهای استاندارد محاسبه شده در این روش صحیح نبوده و آزمون فرضیه‌ها بر اساس خطاهای استاندارد ناصحیح و گمراه کننده خواهد بود.

روش ساده دیگری برای استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، اعمال ناهمسانی واریانس‌ها در سری مقطعی نمونه است. این روش که به روش رگرسیون حداقل مربعات موزون(WLS)[3] معروف است، به احتمال زیاد منجر به برآورد کاراتر و معتبرتر خطاهای استاندارد مدل خواهد شد.

رویه دیگری که در این مطالعه جهت برآورد مدل‌ها مورد استفاده قرار گرفت، روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته(GLS)[4] با استفاده از متغیر ابزاری است. با استفاده از این رویه می‌توان علیرغم وجود خطای نمونه‌گیری، برآوردهای سازگار و کارایی را انجام داد.

آزمون دیگری که در این مطالعه جهت مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و قیمت‌گذاری داریی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف مورد استفاده قرار گرفت، رویه اقتصاد سنجی است که میزان خطای پیش‌بینی دو مدل را اندازه‌گیری و مقایسه می‌کند. به منظور انجام این آزمون، خطاهای قیمت‌گذاری بازده در زمان t بر اساس رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_t = \hat{R}_t - R_t \qquad (15)$$

1.Ordinary Least Squared Regresion
2. Pooled Data
3. Weigheted Least Squared Regresion
4. Generally Least Squared Regresion

بدین معنی که خطای قیمت‌گذاری در زمان t، برابر است با بازده محاسبه شده بر اساس مدل در زمان t منهای بازده واقعی در زمان t. به منظور اندازه‌گیری این خطا، معیارهای میانگین مربعات خطای قیمت‌گذاری(MSPE) و میانگین متوسط خطای قیمت‌گذاری(MAPE) به شرح زیر مورد محاسبه قرار گرفت.

$$\mathrm{MSPE} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})^2 \quad (16)$$

$$\mathrm{MAPE} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}|\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}| \quad (17)$$

در روابط مذکور $\bar{\varepsilon}$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{\varepsilon} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t \quad (18)$$

معیار MSPE عدم اطمینان قیمت‌گذاری و معیار MAPE عدم دقت قیمت‌گذاری را نشان می‌دهد.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی سال 1380 الی سال 1389 می‌باشد. در این پژوهش به منظور نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری هدفمند(حذف سیستماتیک) استفاده شده است. بدین منظور کلیه شرکت‌های جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند به عنوان نمونه انتخاب و مابقی حذف شده‌اند:

1. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به 29 اسفند باشد.
2. به منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آنها تولیدی باشد.
3. معاملات سهام آنها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.
4. اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده در این تحقیق در دسترس باشد.

با اعمال شرایط مذکور از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد 94 شرکت به عنوان نمونه آماری این پژوهش انتخاب گردید.

مدل‌های مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای(CAPM)

$$R_{i,t} = R_f + a_1\beta_{m,i} + \vartheta_i \quad (19)$$

که در آن:

R_i بازده واقعی دارایی iام است که بر اساس رابطه(20) محاسبه شده است.

a_1 : بازده اضافی یا صرف ریسک یا همان $(ER_m - R_f)$ است که در آن:

R_m: بازده حاصل از شاخص بازار در ماه t است که بر اساس رابطه(22) محاسبه شده است.

R_f: نرخ بازده بدون ریسک در سال t است. در ایران نرخ بازده بدون ریسک را می‌توان معادل نرخ سود اوراق مشارکت اعلام شده توسط بانک مرکزی در نظر گرفت.

$\beta_{m,i}$: بتای بازار یا ضریب حساسیت بازده دارایی iام نسبت به بازده بازار.

ϑ_i: خطا یا باقیمانده مدل یا همان $(R_i - ER_i)$ است.

$$R_{i,t} = \frac{D_t + P_t(1 + \alpha + \beta) - (P_{t-1} + C_\alpha)}{P_{t-1} + C_\alpha} \times 100 \quad (20)$$

در رابطه(20)، P_t قیمت سهام در پایان سال، P_{t-1} قیمت سهام در ابتدای سال، D_t سود نقدی پرداختی، C مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات، α درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات و β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها است.

چنانچه زمان برگزاری مجمع عمومی فوق‌العاده(در رابطه با افزایش سرمایه) قبل از زمان برگزاری مجمع عمومی عادی(در رابطه با تقسیم سود) باشد، از رابطه(21) جهت محاسبه بازده استفاده خواهد شد:

$$R_{i,t} = \frac{[(D_t+P_t)(1+\alpha+\beta)]-(P_{t-1}+C_\alpha)}{P_{t-1}+C_\alpha} \times 100 \quad (21)$$

$$R_{m,t} = Ln\left[\frac{Index_1}{Index_0}\right] \quad (22)$$

در رابطه فوق $Index_1$ شاخص قیمت و بازده نقدی در پایان سال و $Index_0$ شاخص قیمت و بازده نقدی در ابتدای سال است.

مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی

$$R_i = R_f + a_2\beta_{D,i} + \vartheta_i \quad (23)$$

در رابطه فوق:

$\beta_{d,i}$: ضریب حساسیت بازده سهام i نسبت به نرخ رشد سود نقدی سهام i در سال مالی t. تعریف سایر متغیرهای رابطه (23)، مطابق مدل CAPM می‌باشد.

مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد واردات

$$R_i = R_f + a_2\beta_{I,i} + \vartheta_i \quad (24)$$

در رابطه فوق:

$\beta_{I,i}$: ضریب حساسیت بازده سهام i نسبت به نرخ رشد واردات در سال مالی t. تعریف سایر متغیرهای رابطه (24)، مطابق مدل CAPM می‌باشد.

مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده

$$R_i = R_f + a_2\beta_{CPI,i} + \vartheta_i \quad (25)$$

در رابطه فوق:

$\beta_{CPI,i}$: ضریب حساسیت بازده سهام i نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده در سال مالی t. تعریف سایر متغیرهای رابطه (25)، مطابق مدل CAPM می‌باشد.

جهت جمع‌آوری داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از نرم افزارهای اطلاعاتی تدبیرپرداز و ره-آورد نوین و تارنمای رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران[1] و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[2] استفاده شده است. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد تمام مدل‌های فوق و استخراج نتایج پژوهش، از نرم افزار Eviews(6) استفاده شده است. همچنین سطح اطمینان مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون 95 درصد می‌باشد.

1. www.Irbourse.com
2. www.cbi.ir

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

جدول (1) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزا می‌باشد. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی نظیر بیشینه، کمینه، میانگین و میانه و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر واریانس، چولگی و کشیدگی است. در این جدول سطح بحرانی برای تمام متغیرها برابر صفر و تعداد مشاهدات برای هر متغیر برابر 940 مشاهده است. مهمترین شاخص مرکزی میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال میانگین متغیر بازده سهام (R_i) برابر با 0/17 می باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همانگونه که در جدول (1) مشاهده می‌شود میانه متغیر بازده بازار (R_m) برابر با 0/11 می‌باشد که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از جمله مهمترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر بازده سهام برابر 0/10 و برای متغیر بتای مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده ($\beta_{CPI,i}$) برابر 0/04 است. میزان عدم تقارن منحنی فراوانی را چولگی می‌نامند. اگر ضریب چولگی صفر باشد، جامعه کاملاً متقارن است و چنانچه ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگر منفی باشد، چولگی به چپ وجود خواهد داشت. ضریب چولگی متغیرهای بتای مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی ($\beta_{D,i}$) و بتای مبتنی بر نرخ رشد واردات ($\beta_{I,i}$) به ترتیب برابر 4/64 و 0/23- می‌باشد، یعنی متغیر بتای مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی چولگی به راست و متغیر بتای مبتنی بر نرخ رشد واردات چولگی به چپ دارد و به این اندازه از مرکز تقارن انحراف دارند. میزان کشیدگی منحنی فراوانی نسبت به منحنی نرمال استاندارد را برجستگی یا کشیدگی می‌نامند. اگر کشیدگی حدود صفر باشد، منحنی فراوانی از لحاظ کشیدگی وضعیت متعادل و نرمالی خواهد داشت، اگر این مقدار مثبت باشد منحنی برجسته و اگر منفی باشد منحنی پهن می‌باشد. کشیدگی تمامی متغیر-های این پژوهش مثبت می‌باشد.

جدول(1): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر / آماره	بازده سهام	بازده بازار	بازده بدون ریسک	بتای بازار	بتای مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی	بتای مبتنی بر نرخ رشد واردات	بتای مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده
	R_i	R_m	R_f	$\beta_{m,i}$	$\beta_{D,i}$	$\beta_{I,i}$	$\beta_{CPI,i}$
میانگین	0/17	0/14	0/13	0/11	0/04	0/13	0/13
میانه	0/14	0/11	0/10	0/12	0/02	0/15	0/13
بیشینه	0/39	0/21	0/18	0/15	0/99	0/28	0/27
کمینه	-0/12	-0/31	0/12	0/10	0	-0/01	0
انحراف معیار	0/10	0/09	0/08	0/06	0/07	0/08	0/04
چولگی	4/46	6/75	3/60	4/46	4/64	-0/23	-0/24
کشیدگی	9/44	7/83	5/41	4/57	8/37	2/57	4/73

برآورد مدل‌های پژوهش و آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه اول

فرضیه اول پژوهش بدین صورت تبیین گردید که"بین بتای بازار و بازده سهام رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد". به منظور آزمون فرضیه اول، رابطه(19) با استفاده از روش‌های رگرسیونی مختلف برآورد گردید. جدول(2) نتایج حاصل از این برآورد را نشان می‌دهد:

جدول(2): نتایج مربوط به آزمون فرضیه اول

$R_{i,t} = R_f + a_1\beta_{m,i} + \vartheta_i$			
روش برآورد مدل	OLS	WLS	GLS
	0/17	0/18	0/16
P-Value	0/00	0/00	0/00
	0/61	0/17	2/13
P-Value	0/04	0/04	0/03
ضریب تعیین(R2)	0/345	0/567	0/294
آماره دوربین واتسون(DW)	1/96	2/01	2/08
آماره F رگرسیون	42/65	51/73	36/33
احتمال آماره F رگرسیون	0/00	0/00	0/00

همانگونه که نتایج مندرج در جدول(2) نشان می‌دهد، در تمامی روش‌ها ضریب برآوردی برای بتای بازار($\beta_{m,i}$) مثبت و p-value محاسبه شده برای آن کوچکتر از 5% است از اینرو می‌توان اظهار داشت که بین بتای بازار و بازده سهام رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد. بدین معنی که با افزایش بتای بازار، بازده سهام افزایش می‌یابد و بالعکس. بنابراین فرضیه نخست این پژوهش در سطح اطمینان 95

درصد رد نخواهد شد. نتایج مندرج در جدول(2) همچنین نشان می‌دهد که در هر سه روش برآورد، احتمال آماره F رگرسیون کوچکتر از 5% می‌باشد؛ بنابراین می‌توان اظهار داشت که در هر سه روش، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی در سطح اطمینان 95 درصد معنی‌دار است و به بیان دیگر این مدل از اعتبار بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به اینکه آماره دوربین- واتسون این مدل در هر سه روش نزدیک به 2 است، می‌توان اظهار داشت که در این مدل خود همبستگی مرتبه اول وجود ندارد.

آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم پژوهش بدین صورت تبیین گردید که"بین بتای مصرف و بازده سهام رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد". به منظور آزمون فرضیه دوم، روابط(23)، (24) و (25) با استفاده از روش‌های رگرسیونی مختلف برآورد گردید. جدول(3) نتایج حاصل از این برآورد را نشان می‌دهد:

جدول(3): نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم

مدل	روش برآورد مدل	OLS	WLS	GLS
مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی $R_i = R_f + a_2\beta_{D,i} + \vartheta_i$ **(مدل 1)**		0/15	0/13	0/14
	P-Value	0/00	0/00	0/04
		0/09	0/10	0/17
	P-Value	0/40	0/86	0/66
	ضریب تعیین(R2)	0/154	0/254	0/167
	آماره دوربین واتسون(DW)	3/54	1/24	2/91
	آماره F رگرسیون	4/15	0/40	0/19
	احتمال آماره F رگرسیون	0/04	0/53	0/66
مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد واردات $R_i = R_f + a_2\beta_{I,i} + \vartheta_i$ **(مدل 2)**		0/12	0/15	0/17
	P-Value	0/00	0/00	0/03
		0/11	0/09	0/16
	P-Value	0/28	0/64	0/58
	ضریب تعیین(R2)	0/172	0/321	0/158
	آماره دوربین واتسون(DW)	2/87	1/31	2/63
	آماره F رگرسیون	4/78	0/54	0/23
	احتمال آماره F رگرسیون	0/03	0/61	0/56

مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده $R_i = R_f + a_2\beta_{CPI,i} + \vartheta_i$ (مدل 3)		0/11	0/105	0/16
	P-Value	0/00	0/00	0/02
		0/12	0/14	0/13
	P-Value	0/27	0/51	0/43
	ضریب تعیین(R2)	0/143	0/286	0/162
	آماره دوربین واتسون(DW)	2/02	1/13	2/61
	آماره F رگرسیون	5/11	0/73	0/23
	احتمال آماره F رگرسیون	0/01	0/43	0/55

نتایج مندرج در جدول(3) نشان می‌دهد، در هر سه مدل و در تمامی روش‌های برآورد رگرسیون، ضریب برآوردی برای بتای مصرف($\beta_{c,i}$) مثبت و p-value محاسبه شده برای آن بزرگتر از 5% است. از اینرو می‌توان اظهار داشت که بین بتای مصرف و بازده سهام یک رابطه مستقیم وجود دارد؛ بدین معنی که با افزایش بتای مصرف، بازده سهام افزایش می‌یابد و بالعکس. لکن این ارتباط بین بتای مصرف و بازده سهام در سطح اطمینان 95 درصد از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین فرضیه دوم این پژوهش رد خواهد شد. نتایج مندرج در جدول(2) همچنین نشان می‌دهد که احتمال آماره F رگرسیون تمام مدل‌های موجود در روش‌های برآوردی WLS و GLS، بزرگتر از 5% می‌باشد؛ بنابراین می‌توان اظهار داشت که در این روش‌ها و در سطح اطمینان 95 درصد، تمامی مدل‌ها از لحاظ آماری بی‌معنی هستند. همچنین در هر سه روش برآورد رگرسیون، مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده(مدل 3)، هم در سطح بتای مصرف و هم در سطح کل مدل، معنادارتر از دو مدل دیگر C-CAPM است.

آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم پژوهش بدین صورت تبیین گردید که"بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار، ارتباط بیشتری با بازده دارد". به منظور آزمون فرضیه سوم، ترکیب رابطه(19) با روابط(23)، (24) و (25) با استفاده از روش‌های رگرسیونی مختلف برآورد گردید. جدول(4) نتایج حاصل از این برآورد را نشان می‌دهد:

جدول(4): نتایج مربوط به آزمون فرضیه سوم

مدل	روش برآورد مدل	OLS	WLS	GLS
$R_i = R_f + a_1\beta_{m,i} + a_2\beta_{D,i} + \vartheta_i$ (مدل 1)		0/16	0/14	0/12
	P-Value	0/00	0/00	0/01
		0/54	0/24	1/41
	P-Value	0/03	0/04	0/02
		0/06	0/02	0/22
	P-Value	0/58	0/78	0/50
	ضریب تعیین(R2)	0/341	0/285	0/234
	آماره دوربین واتسون(DW)	1/98	2/01	2/04
	آماره F رگرسیون	5/87	5/21	6/61
	احتمال آماره F رگرسیون	0/004	0/004	0/003
$R_i = R_f + a_1\beta_{m,i} + a_2\beta_{I,i} + \vartheta_i$ (مدل 2)		0/13	0/11	0/15
	P-Value	0/01	0/02	0/00
		0/43	0/31	1/28
	P-Value	0/02	0/03	0/01
		0/08	0/06	0/16
	P-Value	0/61	0/75	0/39
	ضریب تعیین(R2)	0/32	0/234	0/285
	آماره دوربین واتسون(DW)	1/87	1/99	2/01
	آماره F رگرسیون	5/52	5/56	5/89
	احتمال آماره F رگرسیون	0/005	0/003	0/004
$R_i = R_f + a_1\beta_{m,i} + a_2\beta_{CPI,i} + \vartheta_i$ (مدل 3)		0/14	0/17	0/11
	P-Value	0/00	0/01	0/00
		0/62	0/21	1/17
	P-Value	0/03	0/03	0/04
		0/12	0/11	0/28
	P-Value	0/23	0/53	0/43
	ضریب تعیین(R2)	0/371	0/312	0/265
	آماره دوربین واتسون(DW)	2/03	2/05	1/97
	آماره F رگرسیون	6/12	5/46	7/11
	احتمال آماره F رگرسیون	0/002	0/003	0/001

نتایج مندرج در جدول(4) نشان می‌دهد، در هر سه مدل و در تمامی روش‌های برآورد رگرسیون، ضرایب برآوردی برای بتای بازار($\beta_{m,i}$) و بتای مصرف($\beta_{c,i}$) مثبت می‌باشد. از اینرو می‌توان اظهار

داشت که بین هر دو بتا و بازده سهام یک رابطه مستقیم وجود دارد؛ بدین معنی که با افزایش هر یک از بتاهای بازار و مصرف، بازده سهام افزایش می‌یابد و بالعکس. لکن p-value محاسبه شده برای بتای بازار در تمامی مدل‌ها و در هر سه روش برآورد، کوچکتر از 5% و در مورد بتای مصرف بزرگتر از 5% است. بنابراین ارتباط بین بتای بازار و بازده سهام در سطح اطمینان 95 درصد معنادار است اما ارتباط بین بتای مصرف و بازده سهام از لحاظ آماری بی‌معنا است. بنابراین فرضیه سوم این پژوهش رد خواهد شد. نتایج مندرج در جدول(3) همچنین نشان می‌دهد که احتمال آماره F رگرسیون در تمامی مدل‌ها کوچکتر از 5% می‌باشد؛ بنابراین می‌توان اظهار داشت که این مدل‌ها در هر سه روش برآورد و در سطح اطمینان 95 درصد از لحاظ آماری معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردارند. همچنین در هر سه روش برآورد رگرسیون، مدل(2) در سطح بتای بازار و مدل(3) در سطح کل مدل، معنادارتر از دو مدل های دیگر هستند.

آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم پژوهش بدین صورت تبیین گردید که" بازده محاسبه شده بر اساس مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، انطباق بیشتری با بازده واقعی دارد". به منظور آزمون فرضیه چهارم، روابط(19)، (23)، (24) و (25) با استفاده از روش‌های رگرسیونی مختلف برآورد و معیارهای MSPE و MAPE برای هر یک محاسبه گردید. جدول(4) نتایج حاصل از این برآورد را نشان می‌دهد:

نتایج مندرج در جدول(5) نشانگر آن است که در تمام روش‌های برآورد، MSPE و MAPE مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی کمتر از مقادیر مشابه مربوط به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف است. بنابراین فرضیه چهارم پژوهش رد خواهد شد و می‌توان اظهار داشت که مدل CAPM نسبت به مدل C-CAPM قیمت‌گذاری جامع‌تر و دقیق‌تری از بازده به عمل می‌آورد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که از بین مدل‌های مختلف C-CAPM، مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد.

جدول(5): نتایج مربوط به آزمون فرضیه چهارم

معیار محاسبه شده	مدل	OLS	WLS	GLS
MSPE	مدل CAPM سنتی	3/67	44/56	7/52
	مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی	3/78	45/32	8/91
	مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد واردات	4/11	44/89	8/58
	مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده	3/72	44/63	7/56
MAPE	مدل CAPM سنتی	1/35	6/43	1/85
	مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد سود نقدی	1/65	7/05	2/42
	مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد واردات	1/89	7/21	1/93
	مدل C-CAPM حاوی بتای مصرف مبتنی بر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده	1/57	6/93	1/91

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش توانایی مدل‌های CAPM و C-CAPM در تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی و مقایسه قرار گرفت. تبیین ارتباط بین ریسک و بازده و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مفهومی است که در سال‌های اخیر به یکی از موضوعات پر چالش در بازارهای سرمایه تبدیل شده است. مدل CAPM یکی از متداول‌ترین و قدیمی‌ترین مدل‌هایی است که به منظور تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام مطرح شده است. این مدل در سال‌های اولیه معرفی آن بسیار مورد استقبال قرار گرفت اما پس از مدتی از سوی جوامع اقتصادی و مالی مورد انتقاد شدید واقع شد و برخی از اندیشمندان حوزه مالی و اقتصاد ضمن برشماری محدودیت‌ها و نقاط ضعف این مدل، با گنجاندن متغیرهای جدید در آن مدل‌های دیگری را به عنوان جایگزین مطرح نمودند. از جمله مدل‌هایی که به عنوان جایگزین مدل CAPM معرفی گردید، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (C-CAPM) است که توسط لوکاس(1978) و بریدن(1979) معرفی شد. آنها استدلال کردند که در تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام، توانایی مدل C-CAPM بیشتر از مدل CAPM است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های این پژوهش، نشان

داد که در تمامی موارد، مدل CAPM در تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام نسبت به مدل C-CAPM، از توانایی بیشتری برخوردار است و متغیرهای نماینده مصرف تأثیری در تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام ندارند. همانگونه که در بخش پیشینه پژوهش بیان گردید، هم در ایران و هم در خارج از ایران مطالعات بسیاری در خصوص مقایسه مدل CAPM با سایر مدل‌های موجود در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌ها انجام شده است. بخش عمده‌ای از این مطالعات از برتری مدل CAPM در مقایسه با سایر مدل‌ها حکایت دارد و در برخی دیگر از مطالعات مدل‌های رقیب نسبت به این مدل عملکرد بهتری از خود نشان داده‌اند. نتایج مطالعه حاضر در خصوص مقایسه عملکرد مدل CAPM با مدل C-CAPM مشابه نتایج مطالعات صورت گرفته توسط کیم و همکاران (2012)، دارات و همکاران (2011)، بالبس و همکاران(2010)، رای و همکاران (2009)، چن و همکاران (2003)، مانیکو و همکاران (1986)، تالانه و قاسمی(1390) و تهرانی و همکاران(1387) می‌باشد. در تمامی مطالعات فوق مدل CAPM در مقایسه با مدل‌های رقیب، عملکرد بهتری داشته است. مطالعاتی نیز همانند پژوهش آسپرم (1989)، توانگر و خسرویانی (1390)، مجتهدزاده و امامی (1389)، رهنمای رودپشتی و امیرحسینی (1389) و شاهوردیانی (1385) صورت گرفته که در آنها عملکرد مدل‌های رقیب بهتر از مدل CAPM بوده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ:

1. تالانه، عبدالرضا و قاسمی، افسانه. (1390). "آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره 14: 5-28.
2. توانگر، افسانه و خسرویانی، مهدی. (1390). " آزمون توان مدل D-CAPM با مدل CAPM در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده"، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره 9: 25-42.
3. تهرانی، رضا. گودرزی، مصطفی. مرادی، هادی. (1385). "ریسک و بازده: آزمون مدل C-CAPM در مقایسه با مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات اقتصادی، 44: 61-82.
4. خانی، عبدالله. ابراهیم‌زاده، آسو. (1390). " آزمون مدل شرطی چند عاملی CAPM در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره 16: 31-55.
5. رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا. (1389). " تبیین قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی مدل‌ها"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره62: 49-68.
6. شاهوردیانی، شادی. (1385). بررسی و تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش دهنده D-CAPM مکمل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM جهت محاسبه نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز.
7. مجتهدزاده، ویدا. امامی، سمیه. (1389). " مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی"، پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره 6: 109-124.
8. Asprem, M. (1989). “Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in 10 European countries”, Journal of Banking and Finance, 13: 589–612.
9. Balbas, A., Balbas, B., Balbas, R. (2010). “CAPM and APT-Like Models with Risk Measures”, Journal of Banking & Finance, 34: 1166-1174.
10. Breeden, D. T. (1979). “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment”, Journal of Financial Economics, 7: 265-296.
11. Chen, M. H. (2003), “Risk and Return: CAPM and CCAPM”, Journal of Economic and Finance, 43:369-393.
12. Da, Z., Guo, R, J., Jagannathan, R. (2012). “CAPM for Estimating the Cost of Equity Capital: Interpreting the Empirical evidence”. Journal of Financial Economics, 103: 204-220.
13. Darrat, F, A., Li, B., Park, C, J. (2011). “Consumption-Based CAPM Models: International Evidence”, Journal of Banking & Finance, 35: 2148-2157

14. Galagedra, D. (2006). “A Review of Capital Asset Pricing Models”, Journal of Banking, 43: 1-15.
15. Gregoriou, A., Ioannidis, C. (2006). “Generalized Method of Moments and Value Tests of the Consumption-Capital Asset Pricing Model under Transactions”, Empirical Economics, 32: 19-39.
16. Karagyozova, T. (2007). “Asset Pricing with Heterogeneous Agents, Incomplete Markets and Trading Constraints”, Department of Economics Working Paper Series, working paper 2007.
17. Kim, S.H., Kim, D., Shin, H, S. (2012). “Evaluating Asset Pricing Models in the Korean Stock Market”, Pacific-Basin Finance Journal, 20; 198-227.
18. Lintner, J. (1965). “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolio and Capital Budgets”, Review of Economics and Statistics, 99: 60-443.
19. Lucas, R. E. Jr. (1978). “Asset Prices in an Exchange Economy”, Econometrica, 46: 1429-1445.
20. Mankiw, N. G., Shapiro, M. D. (1986). “Risk And Return: Consumption Beta versus Market Beta”, Review of Economics and Statistics, 68: 452-459.
21. Merton, R. C. (1973). “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, Econometrica, 41: 867-887.
22. Ray, S., Savin, N, E., Tiwan, A. (2009). “Testing the CAPM Revisited”, Journal of Empirical Finance, 16: 721-733.
23. Reilly Frank, K., Keith, C. (2000). “Investment Analysis and Portfolio Management”, The Dryden press, 6Ed
24. Sharpe, W.F. (1964). “Capital Assets Prices: a Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk”, Journal of Finance, 19: 42-425.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی