ریسک و بازده: آزمون مدل CCAPM در مقایسه با مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران

رضا تهرانی
دانشیار گروه مدیریت دانشگاه تهران rtehrani@ut.ac.ir

مصطفی گودرزی
دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مالی دانشگاه آزاد تهران مرکز

هادی مرادی
دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مالی دانشگاه آزاد تهران مرکز

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۵/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۱۱/۲۰

چکیده

تبیین ارتباط بین ریسک و بازده و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مفهومی است که دهه‌های اخیر به پارادایم غالب و مسلط در بازارهای سرمایه‌ای تبدیل شده است. به‌طوری‌که پس از بیان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسط شارپ و لیتنر در سال ۱۹۶۵، این مدل بارها مورد انتقاد و اصلاح قرار گرفته است.

در این مقاله نسخهٔ دیگری از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM، در کنار CAPM سنتی در بورس تهران مورد آزمون قرار گرفته است، که حساسیت تغییرات بازده سهم به تغییرات مصرف سرانه را به عنوان معیار ریسک قرار می‌دهد و تحت عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف یا به اختصار C-CAPM، شناخته میشود.

در این مجموعه ۱۸۴ سهام در بورس اوراق بهادار تهران که از ابتدای سال ۸۰ تا پایان سال ۸۵ وقفه معاملاتی طولانی نداشته‌اند، مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهند با وجود این‌که بتای مصرف از نظر تئوری بایستی یک معیار بهتری از ریسک سیتماتیک باشد ولی عملکرد تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سنتی، دل‌گرم کننده‌تر بوده و در همهٔ آزمون‌ها موفقیت نسبی داشته است.

طبقه بندی JEL: G12

کلید واژه: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، بتای بازار و بتای مصرف.

۱- مقدمه

در ادبیات مدیریت مالی، ریسک و بازدهی دو رکن اصلی تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری‌اند و همواره بیش‌ترین بازدهی با توجه به حداقل ریسک، معیاری مناسب برای سرمایه‌گذاری است [۳]. بنابراین دارایی‌های پر ریسک‌تر بایستی بازدهی بالاتری را به همراه داشته باشند، تا انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاران ایجاد شود تا آن دارایی را نگهدارند. هم‌چنین CAPM، ارتباط بین ریسک و بازده را تبیین می‌کند. به‌دلیل رابطهٔ ریاضی ساده بین ریسک و بازده، مدل کپم به طور گسترده‌ای در صنعت مالی به ویژه در بودجه بندی سرمایه‌ای شرکت‌ها، ساختار بندی پرتفوی و ارزیابی پروژه‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. هم‌چنین سیاست‌گذاران، کپم را به منظور اندازه‌گیری تأثیرات تغییر در سیاست بر روی ریسک به کار می‌برند.

اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک که به‌عنوان ریسک بازار نیز شناخته می‌شود، نقش عمده‌ای در تئوری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها ایفا می‌کند، چون طبق تعریف، این ریسک را نمی‌توان با تنوع‌سازی از بین برد [۲]. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایهٔ استاندارد شارپ و لیتنر (۱۹۶۵)، ریسک اوراق بهادار را توسط کواریانس آن با بازده بازار سهام اندازه می‌گیرد. این کواریانس به‌عنوان بتای بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مدل، بازدهٔ مورد انتظار هر سهام برابر است با نرخ بازدهٔ بدون ریسک، به اضافهٔ حاصل‌ضرب بتای آن سهم در صرف ریسک بازار، به‌عبارت دیگر، صرف سهام مورد انتظار بازدهٔ اضافهٔ مورد انتظار سهام، متناسب با بتای بازار است. در مقایسهٔ کپم مبتنی بر مصرف استاندارد بری دن (۱۹۷۹) و لوکاس (۱۹۷۸)، ریسک اوراق بهادار را به‌وسیلهٔ کوواریانس بازده با رشد مصرف سرانه، مورد سنجش قرار می‌دهد. این کوواریانس به بتای مصرف معروف است. در این‌جا بازدهٔ اضافی مورد انتظار هر سهم با بتای مصرف متناسب است. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که بتای مصرف معیاری برای سنجش گرایش سیستماتیک سهام به‌دنباله‌رویی از حرکت بازار است [۷] و [۸].

۲- پیشینهٔ تحقیق

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، برای اولین بار در سال ۱۹۷۸ توسط لوکاس تبیین شد. لوکاس با مفروض قرار دادن اقتصاد مبادله‌ای که دارای مصرف‌کنندگان همگن است، تغییرات تصادفی بازده دارایی را مورد بررسی قرار داد و

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه مبتنی بر مصرف را ارائه داد. وی مدل خود را با عامل مصرف‌کننده‌ای که تابع مطلوبیتش دارای ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت بود، تشریح کرد [۷]. توضیحات بیش‌تر در قسمت مبانی نظری C-CAPM ارائه شده است.

پس از آن مانکیو و شاپیرو (۱۹۸۶)، با ادعای این‌که بتای مبتنی بر مصرف بهتر از بتای بازار می‌تواند نقش معیار ریسک را به عهده بگیرد، این مدل را در بازار بورس نیویورک مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها دلایل ادعای خود را چنین بیان کردند که بتای مصرف بایستی به دو دلیل در زمینهٔ تئوریکی ترجیح داده شود، اول این‌که این بتا ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پرتفوی را ترکیب می‌کند [۸]، [۱۶] و [۱۷]. دوم این‌که، هم‌زمان شکل‌های دیگری از ثروت که فراتر از بازار سهام بوده و اصولاً مربوط به‌اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک‌اند را به صورت یک‌جا در نظر می‌گیرد. مانکیو و شاپیرو، بر اساس این اصل که دارایی‌های با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازدهٔ متوسط بالاتری را ارائه دهد با استفاده از اطلاعات بازار ایالات متحده 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 دارایی سرمایه‌ای سنتی، در مقایسه با مدل C-CAPM لوکاس، که تابع استاندارد مطلوبیت را با قدرت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر می‌گیرد، بازدهٔ اضافی را بهتر محاسبه می‌کند [۱۶].

هم‌چنین کوچرلاکوتا (۱۹۹۶)، این امر را تصدیق کرده‌است که c-capm، به‌دلیل نقش جدایی ناپذیری که در اقتصاد کلان پیشرفته و اقتصاد بین‌الملل ایفا می‌کند، در عالم واقع مهم‌تر از capm، است [۱۴]. افزون بر یافته‌های هنسن و سینگلتون (۱۹۸۲)، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، مانکیو و زلدز (۱۹۹۱) وکمپبل (۱۹۹۳ و ۱۹۹۶) ادبیات موجود در زمینهٔ c-capm، نشان می‌دهد که c-capm استاندارد لوکاس توانسته‌است بازده دارایی‌ها را در ایالات متحده آمریکا تبیین کند [۹]. علاوه بر آن، کامبی (۱۹۹۰) نیز نشان داد که این مدل می‌تواند در بازار بین‌المللی سهام نیز تبیین کننده باشد [۱۰]. افزون بر یافته‌های فوق، هاموری (۱۹۹۲) نیز نشان دادکه c-capm می‌تواند نقش تبیین‌کننده در بازار سرمایه ژاپن داشته باشد. وی اظهار داشت که C-CAPM می‌تواند نقش تبیین‌کننده در بازار سرمایه ژاپن داشته باشد اما نمی‌تواند تبیین‌کنندهٔ

1- Intertemporal.

بازدهٔ سهام در ایالات متحده باشد، که این به‌دلیل تفاوت‌های نهادی بین دو کشور، نظیر پیچیدگی مالیات و فاکتورهای پولی است[۱۲].

از دیگر مطالعات انجام شده بر روی مدل c-capm، می‌توان به مطالعات آسپرم (۱۹۸۹) اشاره کرد. وی برای آزمون مدل C-CAPM، استفاده از واردات را به جای استفاده از مصرف پیشنهاد داد. دلیل اساسی او این است که تغییرات در واردات، به‌وسیلهٔ تغییرات در مصرف و سرمایه‌گذاری آغاز می‌شود و افزایش در مصرف خصوصی داخلی، به واردات بیش‌تر می‌انجامد. به‌عقیدهٔ 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[۷].

مینگ سیانگ چن (۲۰۰۳)، نیز مقایسه‌ای را بین مدل capm و C-CAPM در بازار سهام تایوان انجام داد وی در مدل C-CAPM مورد آزمون خود، فرض کرد که مصرف کل برابر با کل سود سهام پرداختی است و رشد این سود از یک فرآیند اتورگرسیوی مرتبهٔ اول تبعیت می‌کند. وی با مقایسهٔ این دو مدل از نظر میزان انطباق بازده پیش‌بینی شده با بازدهٔ واقعی، قدرت مدل در پیش بینی درست نقاط عطف و میزان خطای پیش‌بینی، به این نتیجه رسید که در تمامی موارد توان تبیین مدل capm سنتی در ارتباط بین ریسک و بازده، بیش‌تر از مدل c-capm است [۹].

گرگوریو و یواندیس (۲۰۰۶)، با وارد کردن متغیر هزینهٔ مبادلات در مدل C-CAPM، آن را در بازار سهام انگلیس مورد آزمون قرار دادند.آن‌ها با استفاده از بازدهٔ فصلی طی دورهٔ ۱۹۸۰تا ۲۰۰۰، به این نتیجه رسیدند که اگرچه این مدل نمی تواند بازدهٔ سهام را تبیین کند، ولی متغیر هزینهٔ مبادلات در تمامی موارد معنادار است و باید در مدل قرار گیرد[۱۱].

کاراگیوزوا (۲۰۰۷)، نیز با تقسیم‌بندی بازار مصرف به دو گروه سهام‌داران با عنوان B و غیرسهامدارن A، مدل CCAPM را در بازار سهام بریتانیا مورد آزمون قرار داد. نتایج نشان داد عملکرد مصرف این دو گروه مختلف بوده و تأثیر است متفاوتی بر روی مدل CCAPM دارند. بنابراین، او پیشنهاد داد که با جداسازی بازار مصرف‌کنندگان می‌توان نتایج معنادارتری را از مدل CCAPM استخراج کرد[۱۳].

۳- انگیزه و ضرورت تحقیق

در حالی‌که بیش‌تر آزمون‌های مدل CAPM و C-CAPM برای بازارهای مالی توسعه‌یافته انجام گرفته است، این مقاله بررسی می‌کند که آیا بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار می‌تواند به عنوان معیار بهتری از ریسک در بازار نوظهور سهام تهران مدنظر قرار گیرد. محققان در این مجموعه، با استفاده از اطلاعات ۱۸۴ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران در طی دورهٔ ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵، دو مدل CAPM و C-CAPM را بر مبنای توان تبیین ارتباط بین ریسک و بازده مورد ارزیابی قرار می‌دهند. به طور کلی رفتار بازار مالی در بورس اوراق بهادار تهران متفاوت از بازار ایالات متحده یا دیگر کشورهای توسعه یافته است. از این‌رو،بررسی عملکرد قیمت‌گذاری مدل CAPM و C-CAPM در بورس اوراق بهادار تهران، می‌تواند به‌عنوان آزمونی دیگر از مقایسهٔ این دو مدل در بازاری با رفتار متفاوت، مدنظر قرار گیرد.

لازم به ذکر است که انگیزهٔ محققان از آزمون عملکرد CAPM و C-CAPM، استخراج معیاری بهتر برای ریسک سیستماتیک و توسعهٔ رابطهٔ نزدیک‌تر بین بازار سرمایه و مفاهیم بنیادی اقتصادی است.

۴- داده‌ها

برای آزمون عملکرد قیمت‌گذاری مدل CAPM در بورس اوراق بهادار، از مدل CAPM تک عاملی سنتی و اطلاعات آرشیوی قیمت هر سهم در ابتدا و پایان هر ماه، سود نقدی، میزان افزایش سرمایه، سهام جایزه و تعداد سهام، استفاده شد، که همهٔ این اطلاعات از طریق نرم افزار بورس با عنوان "ره آورد نوین" و سایت اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران به نشانی www.irbourse.com، استخراج و محاسبه شد.

برای محاسبهٔ بتای مصرف مدل C-CAPM، از شاخص هزینه‌های مصرف سرانه استفاده شده، که از طریق سایت اینترنتی بانک مرکزی ایران به نشانی www.cbi.ir و ادارهٔ کل حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند، از این شاخص پس از تعدیل فصلی استفاده شده است.

۵- مبانی نظری CAPM

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه، الگویی برای تبیین ارتباط بین ریسک و بازده دارایی‌هاست. در حقیقت، این مدل، دارایی‌ها را با توجه به ریسک‌شان قیمت‌گذاری می‌کند. CAPM، براین فرض استوار است که سرمایه‌گذاران با علم به نظریهٔ پرتفوی و کاهش ریسک غیرسیستماتیک از طریق تنوع بخشی، از آن در جهت ایجاد پرتفوی کارا بهره می‌جویند و هر یک بسته به درجهٔ ریسک‌گریزی، پرتفوی متفاوتی را ایجاد می‌کنند. مدل CAPM، در پاسخ به چگونگی اندازه‌گیری ریسک یک دارایی و نحوهٔ ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، علاوه بر در نظر گرفتن مفروضات بازار کارا، سه فرض زیر را در نظر می‌گیرد. اول این‌که دارایی بدون ریسک وجود دارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند مبالغ نامحدود در نرخ بدون ریسک وام بدهند و وام بگیرند و این نرخ برای تمامی سرمایه‌گذاران یکسان است. دوم، مالیات، هزینهٔ مبادلاتی، محدودیت فروش استقراضی[1] یا سایر محدودیت‌های بازار وجود ندارد و سوم این‌که کیفیت کل دارایی ثابت است و تمامی دارایی‌ها قابل خرید و فروش و تقسیم پذیرند[۲]. پس از در نظر گرفتن مفروضات فوق، این مدل به پرسش‌های مطروح شده به این صورت پاسخ می‌دهد که اولاً ریسک هر دارایی براساس میزان وابستگی بازده آن به بازدهٔ بازار مشخص می‌شود و ثانیاً ارتباط بین ریسک و بازدهٔ مورد انتظار رابطهٔ خطی ساده و مستقیم خواهد بود. به عبارت دیگر، CAPM سنتی یک مدل ایستا از تخصیص پرتفوی در شرایط عدم اطمینان و ریسک گریزی است. همان‌گونه که بریدلی و مایرز (۱۹۸۱)، فاما (۱۹۷۶) و دیگر ادبیات موجود نشان می‌دهند، این مدل، بازده R_i دارایی i را به بازدهٔ بدون ریسک R_F و بازدهٔ بازار R_M ارتباط می‌دهد، که می‌توان آن را به صورت ریاضی به شکل زیر نشان داد:

$$ER_i = R_F + (ER_M - R_F)\beta_{Mi} \qquad (۱)$$

در این‌جا E، نشانگر مورد انتظار یا همان امید ریاضی است و بتای بازاری هر سهم عبارتست از:

$$\beta_{Mi} = \frac{\mathrm{cov}(R_i, R_M)}{\mathrm{var}(R_M)} \qquad (۲)$$

که عبارت β_{Mi}، معیار ریسک سیستماتیک دارایی i است.

برای آزمون مدل، معادلهٔ (۱) را به صورت زیر بیان می‌کنیم:

$$R_i = a_. + a_1\beta_{Mi} + \upsilon_i \qquad (۳)$$

1- Short Selling.

a_0 = نرخ بازدهٔ بدون ریسک یا همان R_F
a_1 = اضافهٔ بازدهٔ سهام یا همان $ER_M - R_F$
R_i = بازدهٔ مشاهده شدهٔ سهام i
υ_i = خطای مورد انتظار یا همان $R_i - ER_i$.
در نتیجه، این مدل بازدهٔ دارایی i را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می‌دهد.

۶- مبانی نظری C-CAPM

برای درک مفهوم CAPM مبتنی بر مصرف، مسئله بهینه سازی مصرف فرد را بایستی در نظر گرفت؛ در هر دوره، فرد سطحی از مصرف را انتخاب می‌کند و هم‌چنین در هر دورهٔ تخصیص پرتفوی متفاوتی از دارایی‌های مختلف خواهد داشت، که در نهایت هدف فرد حداکثر کردن تابع مطلوبیت زیر است:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (1+\rho)^{-s} U(C_{t+s}) \qquad (۴)$$

E_t = وضعیت شرطی مورد انتظار از اطلاعات موجود در زمان t
ρ = نرخ رجحان زمانی ذهنی
C_{t+s} = مصرف در دورهٔ t+s
U= تابع مطلوبیت اکیداً مقعر یک دوره‌ای
شرط استاندارد مرتبهٔ اول تابع عبارت است از:

$$E_t\left[\left(\frac{1+R_{it}}{1+\rho}\right)\left(\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}\right)\right] = 1 \qquad (۵)$$

یا

$$E_t[(1+R_{it})S_t] = 1 \qquad (۶)$$

که R_{it} بازدهٔ دارایی i و $S = \frac{U'(C_{t+1})}{(1+\rho)(U'(C_t))}$، همان نرخ نهایی جانشینی است.

حال بایستی از معادلهٔ (۶)، یک رابطه بین بازدهٔ مورد انتظار دارایی و کواریانسش با مصرف، پیدا کنیم. اولین نکته این است که معادلهٔ (۶) با توجه به قانون فرافکنی تکراری در وضعیت انتظارات غیرشرطی هم برقرار است. پس می‌توان معادلهٔ (۶) را به صورت زیر نوشت:

$$E[1+R_{it}] = [ES_t]^{-1}(1 - \mathrm{cov}(R_{it}, S_t)) \qquad (۷)$$

1- Iterated Projections.

که E، بیان‌گر وضعیت مورد انتظار غیرشرطی و cov، بیان‌گر کواریانس غیرشرطی است.

حال فرض می‌کنیم که تابع مطلوبیت یک دوره‌ای مصرف کننده $U(\circ)$ ریسک‌گریزی نسبی ثابت ، دارد یعنی:

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

که A، در این‌جا معیار ریسک‌گریزی نسبی است. با این تابع مطلوبیت، می‌توان کواریانس فرمول (۷) را به شرح زیر تخمین زد:

$$\operatorname{cov}(R_{it},S_t)\cong\left[\frac{-A}{(1+\rho)}\right]\times\operatorname{cov}\left(R_{it},\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) \qquad (9)$$

اکنون می‌توان رابطهٔ بتای مصرف را استخراج کرد. با ترکیب معادلهٔ (۷) و تقریب (۹)، به معادلهٔ زیر خواهیم رسید، که با معادلهٔ (۳) هم‌سو خواهد بود:

$$R_i=a_0+a_1\beta_{ci}+\upsilon_i \qquad (10)$$

که R_i همان بازده تشخیص داده شدهٔ سهام بوده و سایر مؤلفه‌ها به شرح زیرند:

$$a_0=\left[ES_t\right]^{-1}-1 \qquad (11)$$

$$a_1=\frac{A\operatorname{cov}(R_{Mt},C_{t+1}/C_t)}{\left[(1+\rho)ES_t\right]} \qquad (12)$$

$$\beta_{Ci}=\frac{\operatorname{cov}\left(R_{it},C_{t+1}/C_t\right)}{\operatorname{cov}\left(R_{Mt},C_{t+1}/C_t\right)} \qquad (13)$$

این مدل هم همانند CAPM سنتی، بازده دارایی را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می‌دهد هرچند در این‌جا معیار ریسک سیستماتیک کواریانس با رشد مصرف است. β_{ci}، به گونه‌ای تبیین شده است که این معیار برای بازار برابر با یک است.

با این معادله، به سادگی می‌توان CAPM سنتی و C-CAPM را در یک معادله جای داد. در عمل ما می‌توانیم بازدهٔ دارایی i را بر بتای بازاری و بتای مصرفش رگرس کنیم، تا ببینیم کدام‌یک تبیین‌کنندهٔ بهتری از بازده هستند.

$$R_i=a_0+a_1\beta_{Mi}+a_2\beta_{Ci}+\upsilon_i \qquad (14)$$

در تمامی رگرسیون‌های فوق (معادلات (۳)، (۱۰) و (۱۴)) جملهٔ ثابت a_0، یک تفسیر دارد. برای یک دارایی که بازده آن مساوی با بازدهٔ بدون ریسک است، هر دو بتا

1- Constant Relative Risk Aversion (CRRA).

برابر با صفرند. بنابراین، هر رگرسیون بیان‌گر این مطلب است که بازده یک دارایی بدون ریسک برابر با جملهٔ ثابت a_0 است. یک راه برای قضاوت در مورد منطقی بودن نتایج، این است که بررسی کنیم آیا مقدار ثابت تخمین زده شده با دیگر تخمین‌های بازدهٔ بدون ریسک مطابقت دارد، یا خیر. معیارهای ریسک (هر دو بتا) به‌گونه‌ای نرمالیزه شده‌اند که بتای بازار سهام برابر با یک است. بنابراین، از آن‌جایی‌که جملهٔ ثابت a_0 بازدهٔ بدون ریسک واقعی است، هر CAPM دلالت بر این دارد که ضریب بتای مربوط در هر مدل، فاصلهٔ بین بازدهٔ بازار و بازدهٔ بدون ریسک را گسترش می‌دهد $(ER_m - R_F)$ [۱۶]. با انجام رگرسیون (۱۴)، می‌توانیم ضرایب a_1 و a_2 را با یکدیگر مقایسه کرده و موفقیت نسبی دو مدل را سنجید. CAPM سنتی دلالت بر این دارد که $a_1 = ER_m - R_F$ و $a_2 = 0$، در حالی‌که کپم مبتنی برمصرف، بر $a_1 = 0$ و $a_2 = ER_m - R_F$ دلالت دارد.

۷- روش تحقیق

روش تحقیق مزبور، اکتشافی و از نوع هم‌بستگی است [۴]. پرسش اساسی این پژوهش این است که آیا در بازار بورس اوراق بهادار تهران، C-CAPM، در مقایسه با CAPM سنتی می‌تواند تبیین کنندهٔ بهتری از ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار سهام باشد؟ در این پژوهش، نمونه‌گیری به صورت قضاوتی انجام گرفته است به‌طوری که همهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس که طی سال‌های ۸۰ تا ۸۵ وقفهٔ معاملاتی نداشته‌اند و دارای ۷۲ بازدهٔ ماهانه بوده‌اند، در نظر گرفته شده‌اند سرانجام، در مجموع ۱۸۴ شرکت انتخاب شده‌اند. بازدهٔ ماهانهٔ هر یک از سهام‌ها از طریق زیر محاسبه شده است:

$$\text{بازدهٔ ماهانهٔ هر سهم} = \frac{[P_1 - P_0] + D + \frac{(P_1 - F) \times n_c}{N_0} + \frac{P_1 \times n_r}{N_0}}{P_0} \qquad (۱۵)$$

در این فرمول P_1، قیمت سهم در پایان ماه، P_0، قیمت سهم در ابتدای ماه، D، سود نقدی ناخالص هر سهم (براساس تعداد سهام در اول ماه)، F، ارزش اسمی هر سهم، n_c، تعداد سهام افزایش یافته از محل آوردهٔ نقدی و مطالبات، n_r تعداد سهام افزایش یافته از محل اندوخته‌ها یا سود انباشته و N_0 تعداد سهام در ابتدای ماه است.

نرخ سود اوراق مشارکت در ایران را می‌توان به عنوان بازدهٔ بدون ریسک درنظر گرفت و از آن‌جایی‌که طبق گزارش بانک مرکزی ایران این نرخ در طی سال‌های ۸۰ تا ۸۳، ۱۷٪ و در سال‌های ۸۴ و ۸۵، ۱۵/۵٪ بوده و این سود به‌طور عمده به صورت فصلی پرداخت شده است، می‌توان نرخ بازدهٔ بدون ریسک را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$R_F = [\left(۱ + (\frac{i}{۴})\right)^{۴} - ۱] \div ۱۲ \qquad (۱۶)$$

طبق این فرمول، نرخ بازدهٔ ماهانهٔ بدون ریسک در سال‌های ۸۰ تا ۸۳، برابر با ۱/۵۰۹۵۶ و در سال‌های ۸۴ و ۸۵ برابر با ۱/۳۶۸۷۰ است.

برای محاسبهٔ بازدهٔ بازار، شاخص کل بازار به‌صورت زیر به کار گرفته شده است:

$$R_{Mt} = Ln\left(\frac{index_t}{index_{t-۱}}\right) \qquad (۱۷)$$

با توجه به تعریف بازدهٔ مورد انتظار هر سهم که عبارتست از میانگین حسابی بازدهٔ دوره‌های قبل، بازدهٔ مورد انتظار هر سهم، از میانگین حسابی ۷۲ بازدهٔ دورهٔ قبل آن محاسبه شد. بتای بازاری هر سهم و بتای مصرف، به‌ترتیب از طریق معادلات (۲) و (۱۳) به‌دست آمد.

نمایش ماتریسی از رگرسیون خطی تصادفی (۳)، می‌تواند به شکل زیر ارائه شود:[۱].

$$r = a + M\Gamma + e \qquad (۱۸)$$

که r، یک بردار $T\times ۱$ از بازده تشخیص داده شدهٔ سهام است، a، یک بردار $T\times 1$ از بازده بدون ریسک است، ماتریس M، یک ماتریس $T\times ۱$ رگرس‌کننده حاوی متغیر بتای بازاری سهام است، Γ (گاما)، یک بردار ۱×۱ از صرف ریسک $(ER_m - R_F)$ ناشناختهٔ بازار است، e، یک بردار $T\times ۱$ از خطاهای تصادفی است با میانگین صفر و واریانس ثابت و T تعداد مشاهدات است. در نتیجه، تخمین زن حداقل مربعات معمولی b (همان $(M'M)^{-۱}M'r$)نا اُریب و کارا بوده و ماتریس کواریانس آن برابر با $\sigma^{۲}(M'M)^{-۱}$ است.

هنگامی که ناهمسانی واریانس[1] یا خودهم‌بستگی[2]، یا هر دو، در خطاهای e وجود داشته باشد، ماتریس کواریانس b بزرگ‌تر یا مساوی $\sigma^{۲}(M'M)^{-۱}$ نخواهد بود و در

1- Heteroskedasticity.
2- Autocorrelation.

نتیجه، تخمین زن حداقل مربعات b کارآمد نیست و هم‌چنین خطاهای استاندارد محاسبه شده برای تخمین زن حداقل مربعات b صحیح نبوده و فاصلهٔ اطمینان و آزمون فرضیات بر اساس خطاهای استاندارد ناصحیح می‌تواند گمراه کننده باشد [۱۸]. برای محاسبه وقوع و تکرار ناهمسانی واریانس و خود هم‌بستگی، نیویی و وست (۱۹۸۷) یک راه جایگزینی را پیشنهاد دادند، که می‌تواند تخمین‌های همسانی از ماتریس کواریانس ایجاد کند، آن‌ها تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی را به صورت زیر بیان کرده‌اند:

$$(M'M)^{-1}\Omega(M'M)^{-1} \qquad (۱۹)$$

که

$$\Omega=\left\{\sum_{t=1}^{T}e_t^2 m_t m_t' + \sum_{i}^{q}\left(1-\frac{i}{q+1}\right)\sum_{t=i+1}^{T}(m_t e_t e_{t-i} m_{t-i}' + m_{t-i}e_{t-i}e_t m_t')\right\} \qquad (۲۰)$$

e_t، باقیماندهٔ حداقل مربعات است و تأخیر q، تعداد خود همبستگی‌هایی است که در تقریب پویایی باقیمانده‌ها به کار برده شده است، که به تبعیت از نیویی و وست مساوی با $4(T/100)^{2/9}$ است [۱۸]. مطالعات قبلی در جهت آزمون ارتباط بین ریسک و بازده نظیر داگلاس (۱۹۶۹) میلر و اسچولز (۱۹۷۲) فاما و مکبث (۱۹۷۳) و لوی (۱۹۷۸)، از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین معادله‌ای شبیه به معادلهٔ (۳) استفاده کرده‌اند. اگرچه تخمین ضرایب در شرایط خیلی کلی سازگارند، ولی ضرایب هنگامی کارا هستند و خطاهای استاندارد، زمانی صحیح هستند که خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس‌ها در باقیمانده‌ها وجود نداشته باشد [۱۸].

از دیگر روش‌های ساده برای استفادهٔ صحیح از روش حداقل مربعات معمولی این است که ناهمسانی واریانس‌ها در سری مقطعی نمونه اعمال شود. برای انجام این امر، در عمل ما می‌توانیم فرض کنیم که ماتریس واریانس- کواریانس یک ماتریس قطری است که عناصر آن متناسب با γ_t هستند و γ_t، را به صورت $\text{var}(R_{it})/\text{var}(R_{mt})$ تعریف کنیم. چنین کاربرد آسانی از روش حداقل مربعات موزون، به احتمال زیاد منجر به تخمین‌های کاراتر و خطاهای استاندارد معتبرتری می‌شود [۱۶].

رویهٔ رگرسیون دیگری که در این مجموعه به کار گرفته شده است، روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از متغیرهای ابزاری است. به منظور ایجاد

1- Newey-West.
2- Generalized Least Square.
3- Instrument Variable.

متغیر ابزاری، نمونه‌ای از T مشاهده به ازای هر سهم را به دو زیرنمونه (نمونهٔ فرعی) تقسیم می‌کنیم، $T/۲$ مشاهدهٔ ماه‌های زوج و $T/۲$ مشاهدهٔ ماه‌های فرد. برای هر زیرنمونه هر دو بتا را محاسبه می‌کنیم؛ سپس با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و با به کارگیری بتای ماه‌های فرد به عنوان متغیر ابزاری، بازدهٔ ماه‌های زوج را بر بتای ماه‌های زوج رگرس می‌کنیم. به‌طور متناوب همین عملیات را برای ماه‌های فرد با به کارگیری بتای ماه‌های زوج به عنوان متغیر ابزاری انجام می‌دهیم.

با این رویه، می‌توان علی‌رغم وجود خطای نمونه‌گیری در بتاها، تخمین‌های سازگاری را انجام داد. در ادامه، تخمین‌های حاصل از رویهٔ متغیر ابزاری، با تخمین‌های معمولی مورد مقایسه قرار می‌گیرند.

آزمون دیگری که در این مجموعه برای مقایسهٔ دو مدل به‌کار رفته است یکی از رویه‌های اقتصادسنجی است که میزان خطای پیش بینی دو مدل را اندازه‌گیری و مقایسه می‌کند. به‌منظور انجام این آزمون، خطاهای قیمت‌گذاری بازده در زمان t را با نماد ε_t، به صورت زیر تعریف می‌کنیم [۶]:

$$\varepsilon_t = \hat{R}_t - R_t \qquad (۲۱)$$

یعنی خطای قیمت گذاری در زمان t، برابر است با بازده به‌دست آمده از مدل برای زمان t، منهای بازده واقعی سهام در زمان t. دو معیار «میانگین مربعات خطاهای قیمت‌گذاری» MSPE[1] ، و «میانگین متوسط خطای قیمت‌گذاری» MAPE[2] ابزارهایی هستند که به منظور مقایسهٔ عدم اطمینان و دقت دو مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند و به صورت زیر تعریف شده‌اند:

$$MSPE = \frac{۱}{T}\sum_{t=۱}^{T}(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})^۲ \qquad (۲۲)$$

$$MAPE = \frac{۱}{T}\sum_{t=۱}^{T}\left|\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}\right| \qquad (۲۳)$$

جایی‌که $\bar{\varepsilon}$، میانگین خطاهای قیمت‌گذاری ε_t است:

$$\bar{\varepsilon} = \frac{۱}{T}\sum_{t=۱}^{T}\varepsilon_t \qquad (۲۴)$$

1- Mean Squared Pricing Error.
2- Mean Average Pricing Error.

MSPE، عدم اطمینان قیمت‌گذاری و MAPE عـدم دقـت قیمـت‌گـذاری را نشـان می‌دهد، که در ادامه، مقادیر محاسبه شده برای هر دو مدل نشان داده شده‌اند.

آخرین آزمونی که بر روی این دو مدل انجام گرفته است، آزمـون تـوان دو مـدل در پیش‌بینی صحیح نقاط عطف است.منظور از توانایی مدل در پیش بینـی صـحیح نقـاط عطف، این است اگر تغییر در بازده واقعی از دورهٔ t تا t+۱ مثبـت اسـت، آیـا تغییـر در مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل در بین همین دو دورهٔ مثبت است یا خیر. بنـابراین، می‌توان گفت خطای نقطهٔ عطف زمانی رخ می‌دهد که تغییر در بازده واقعی مثبت باشد ($R_{t+1} - R_t > 0$) و تغییر در مقادیر به دست آمده از مدل منفی باشد ($\hat{R}_{t+1} - \hat{R}_t < 0$) و یا بالعکس. به منظور بررسی این موضوع، از آمارهٔ یو- تئیل ، که یکـی از رویـه‌هـای اقتصادسنجی است، استفاده شده است. آمارهٔ یو- تئیل، تغییرات مقادیر واقعی و مقـادیر پیش بینی شده را مورد مقایسه قرار می‌دهد و به‌صورت زیر تعریف شده است [۱۹]:

$$U = \frac{\sqrt{1/n \sum_{t=1}^{n} (\hat{R}_t - R_t)^2}}{\sqrt{1/n \sum_{t=1}^{n} \hat{R}_t^2} + \sqrt{1/n \sum_{t=1}^{n} R_t^2}} \qquad (۲۵)$$

$\hat{R}_t$: بازده به‌دست آمده از مدل در دورهٔ t

R_t : بازده مشاهدهٔ شده سهام در دورهٔ t

n : تعداد دوره‌های پیش بینی شده

اگر مدل توانسته باشد دارایی‌ها را به خـوبی قیمـت‌گـذاری کنـد یعنـی $\hat{R}_t = R_t$، آمارهٔ U برابر با صفر خواهد بود و هرچه به ۱ نزدیک‌تر شود، بر توانایی ضعیف‌تر مدل در پیش بینی تغییرات واقعی بازده دلالت دارد [۵].

همهٔ آزمون‌ها در این مجموعه با استفاده از نرم افزار Eviews انجام گرفته است.

۸- فرضیات تحقیق

هدف اصلی این پژوهش، آزمون تـوان مـدل C-CAPM، در مقایسـه بـا CAPM در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده در بورس تهـران اسـت. جـدول ۱، مشخصـات آمـاری متغیرها را نشان می‌دهد.

1- Turning Point.
2- U-Theil.

همان‌طوری‌که از جدول مشخص است، هر چهار متغیر بر اساس آمارهٔ جارک- برا[1] فاقد توزیع نرمال‌اند [۵].

جدول ۲ ماتریس همبستگی متغیرها را نشان می‌دهد.

این ماتریس نشان می‌دهد همه معیارهای مختلف ریسک به صورت مثبت با یکدیگر هم‌بستگی دارند که مطابق با این مفهوم است که دارایی‌های ریسکی گرایش به پر ریسک‌تر بودن دارند. اگرچه این معیارها با یکدیگر همبستگی دارند ولی همبستگی آن‌ها در سطح بالایی نیست و این نیازمند بررسی بیش‌تری است تا به طور عملی سودمندی هر یک از آن‌ها مشخص شود.

به منظور بررسی توان تبیین مدل C-CAPM در مقایسه با مدل CAPM سنتی فرضیات زیر مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

فرضیهٔ ۱: بتای بازار بالاتر، منتج به بازده بالاتر می‌شود.

فرضیهٔ۲: بتای مصرف بالاتر، منتج به بازده بالاتر می‌شود.

فرضیهٔ۳: بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار ارتباط بیش‌تری با بازده دارد.

فرضیهٔ ۴: بازده به‌دست آمده از مدل C-CAPM انطباق بیش‌تری با بازده واقعی

فرضیهٔ ۵ : مدل C-CAPM در مقایسه با CAPM سنتی توانایی بیش‌تری در پیش بینی درست نقاط عطف بازده سهام دارد.

:

یک استنباط اساسی و اولیه از هر روش از CAPM این است که دارایی‌هایی با ریسک سیستماتیک بالاتر بازده متوسط بالاتری را کسب می‌کنند. بنابر همین مفهوم، ما بررسی خود را با آزمون این‌که آیا این ارتباط مثبت صحیح است یا نه، شروع می‌کنیم. برای انجام این آزمون، از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است لازم به‌ذکر است که میزان احتمال هر یک از ضرایب که در زیر هر یک نشان داده شده است، به این معنی است که به چه میزان احتمالی این ضریب با صفر تفاوتی ندارد. بدیهی است برای معنادار بودن آن ضریب میزان احتمال کم‌تر مطلوب‌تر خواهد بود.

جدول ۳ نتایج همهٔ روش‌های رگرسیونی ممکن برای رگرس کردن بازده به روی بتای بازاری هر سهم نشان داده شده است. اعداد داخل پرانتز، میزان احتمال هر یک از

1- Jarque-Bera.

ضرایب را نشان می‌دهد. علامت یک، دو و سه ستاره، به‌ترتیب نشان دهندهٔ معنادار بودن ضرایب در سطح اطمینان ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

با توجه به جدول ۳ و با در نظر گرفتن میزان احتمال کل رگرسیون می‌توان گفت که رگرسیون ۱a ، ۱c و ۱b به‌ترتیب دارای مطلوب‌ترین (کم‌ترین) میزان احتمالند، که در دو رگرسیون اول ضریب بتای بازار، مثبت و با مقدار بیش‌تر و در رگرسیون سوم منفی و با مقدار کم‌تر است، که می‌توان این گونه نتیجه گرفت که CAPM سنتی در آزمون اول تا حدودی مؤفق بوده است. به عبارت دیگر طبق CAPM سنتی، دارایی‌هایی با بتای بازاری بالاتر، بازده بالاتری را کسب می‌کنند.

نتایج به دست آمده از جدول ۳ را می‌توان از منظر بازده بدون ریسک نیز مورد بررسی قرار داد. همان‌طوری‌که جدول ۳ نشان می‌دهد، بازدهٔ بدون ریسک برآورد شده (جملهٔ ثابت) در رگرسیون ۱a و ۱a که دارای بیش‌ترین معناداری بودند، تا حد زیادی به واقعیت نزدیک‌اند، که این امر، بر مبنا قرار دادن این دو رگرسیون در آزمون فرضیهٔ۱ صحه می‌گذارند.

: .

در این‌جا ارتباط بین بازده و بتای مصرف را همانند فرضیهٔ ۱ و با رگرس کردن بازده بر بتای مصرف، مورد آزمون قرار می‌دهیم نتایج در جدول ۴ خلاصه شده‌اند.

تنها رگرسیون معنا دار در جدول ۴ رگرسیون ۲a است و سایر رگرسیون‌ها در سطح بالایی از معناداری رد می‌شوند و میزان احتمال ضریب بتای مصرف در همهٔ رگرسیون‌ها نشان می‌دهد که این ضریب حتی در سطح اطمینان ۴۰ درصد هم متفاوت از صفر نیست، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نتایج آزمون از فرضیهٔ ۲ حمایت نمی‌کند. اگرچه از نظر آماری هر دو مدل رد شده‌اند، ولی مشاهدات نشان می‌دهند که CAPM سنتی نسبت به C-CAPM، سازگاری بیش‌تری با داده دارد.

فرضیهٔ۳: بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار ارتباط بیش‌تری با بازده دارد.

به‌منظور آزمون فرضیهٔ سوم، رگرسیون (۱۴) راکه هر دو بتا را در خود دارد، اجرا می‌کنیم، نتایج در جدول ۵ خلاصه شده‌اند.

از نظر آماری هر دو مدل رد شده‌اند که می‌توان با توجه با ضریب تعیین، چنین استنباط کرد که عوامل مؤثر بر بازدهٔ مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران فراتر از بتای بازار و بتای مصرف بوده و این دو معیار فقط بخش کوچکی از عوامل تأثیرگذار بر بازدهٔ مورد انتظار را در خود دارند.

اما از آن‌جایی‌که ضریب بتای بازار در هر چهار رگرسیون بزرگ‌تر و معنادارتر از ضریب بتای مصرف هستند، بنابراین فرضیهٔ ۳ رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم اگر هم بخواهیم معیار نسبی برای ریسک سیستماتیک در نظر بگیریم، بتای بازار بهتر از بتای مصرف می‌تواند این نقش را ایفا کند.

فرضیهٔ ۴: بازده به‌دست آمده از مدل C-CAPM، انطباق بیش‌تری با بازدهٔ واقعی دارد.

به منظور بررسی فرضیهٔ فوق، مقادیر میانگین مربعات خطای قیمت‌گذاری و میانگین متوسط خطای قیمت‌گذاری برای دو مدل در هر چهار روش رگرسیونی محاسبه شده و در جدول ۶ خلاصه شده‌اند.

همان‌طوری که در جدول۶ نشان داده شده است، MSPE و MAPE از مدل CAPM، در همه روش‌ها کوچک‌تر از C-CAPM است. بنا براین فرضیهٔ ۴ رد می‌شود و می‌توان گفت که CAPM، قیمت‌گذاری جامع‌تر و دقیق‌تری از C-CAPM ارائه می

فرضیهٔ ۵ : مدل C-CAPM در مقایسه با CAPM سنتی توانایی بیش‌تری در پیش بینی درست نقاط عطف بازده سهام دارد.

به منظور بررسی فرضیهٔ فوق آمارهٔ یو- تئیل برای هر دو مدل در هر چهار روش رگرسیونی محاسبه و در جدول ۷ نشان داده شده است. بنا بر تعریف، اگر مدل توانسته باشد دارایی‌ها را به خوبی قیمت‌گذاری کند، یعنی $\hat{R}_t = R_t$، آمارهٔ U برابر با صفر خواهد بود و هرچه به ۱ نزدیک‌تر شود، بر توانایی ضعیفتر مدل در پیش بینی تغییرات واقعی بازده دلالت دارد.

در هر چهار روش، آمارهٔ U به‌دست آمده برای مدل C-CAPM کم‌تر از CAPM سنتی است، که نشان می‌دهد توانایی C-CAPM در پیش بینی صحیح نقاط عطف ضعیف‌تر از مدل CAPM سنتی است.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

توجه به همهٔ نتایج آزمون و رویه‌های اقتصاد سنجی بر روی دو مدل، می‌توان فرضیهٔ اصلی این تحقیق مبنی بر توان بیش‌تر مدل C-CAPM در مقایسه با CAPM سنتی در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده، را رد کرد و چنین اظهار کرد که بتای

مصرف نه تنها نمی‌تواند جایگزین بتای بازار در مدل CAPM شود، بلکه ضعیف‌تر از آن عمل می‌کند. لازم به ذکر است که برتری مدل CAPM سنتی در این تحقیق

به محققان پیشنهاد می‌شود با توجه به این‌که مدل C-CAPM، مفاهیم بنیادی اقتصادی و بازار سرمایه را به هم مرتبط می‌کند، این مدل را مورد توجه قرار داده و با فرضیات متفاوتی که در پیشینهٔ تحقیق به آن‌ها اشاره شد، این مدل را به روشی متفاوت در بازار بورس تهران مورد آزمون قرار دهند.

فهرست منابع

۱- آذر، عادل و مؤمنی، منصور (۱۳۷۷)، «آمار و کاربرد آن در مدیریت - تحلیل آماری»، تهران، انتشارات سمت.

۲- راعی، رضا و تلنگی، احمد (۱۳۸۳)، «مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته»، تهران، سمت.

۳- راعی، رضا و سعیدی، علی (۱۳۸۵)، « مهندسی مالی و مدیریت ریسک»، تهران، سمت.

۴- سرمد، زهره و بازرگان، عباس و حجازی، الهه (۱۳۷۶)، «روش‌های تحقیق در علوم رفتاری»، تهران، نشر آگاه.

۵- مرادی، علیرضا، (۱۳۸۵)، «کاربرد EViews در اقتصادسنجی»، تهران، انتشارات جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران.

۶- هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۷۷)، « اقتصادسنجی و کاربرد آن»،تهران، انتشارات ققنوس.

7- Asprem, M. (1989)." Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in 10 European countries". Journal of Banking and Finance, 13, 589–612.

8- Breeden, D. T. (1979)." An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities". Journal of Financial Economics, 7, 265–296.

9- Chen, M. H. (2003)," Risk and return: CAPM and CCAPM". Journal of Economic and Finance, 43, 369-393

10- Cumby, R. E. (1990). "Consumption and international equity returns". Journal of International Money and Finance, 9, 182–192.

11- 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.

12- Hamori, S. (1992). "Test of C-CAPM for Japan: 1980–1988". Economics Letters, 38, 67–72.

13- Karagyozova, T. (2007). "Asset Pricing with Heterogeneous Agents, Incomplete Markets and Trading Constraints". Department of Economics Working Paper Series, working paper 2007-46.
14- Kocherlakota, N. R. (1996)." The equity premium: It's still a puzzle". Journal of Economic Literature, 34, 42–71.
15- Lucas, R. E., Jr. (1978). "Asset prices in an exchange economy". Econometrica, 46, 1429–1445.
16- Mankiw,N. G., &Shapiro, M. D. (1986). "Risk and return: Consumption beta versus market beta". Review of Economics and Statistics, 68, 452–459.
17- Merton, R. C. (1973). "An intertemporal capital asset pricing model". Econometrica, 41, 867–887.
18- Newey, W., & West, K. (1987). "A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". Econometrica, 51, 703–708.
19- Theil, H. (1966)." Applied economic forecasting" North-Holland.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱- آمار توصیفی داده‌ها

	C-Beta	M-Beta	Return	γ
Mean	1.186175	0.455369	2.941431	12.69898
Median	1.008841	0.247397	2.796319	5.777394
Maximum	25.95072	3.229911	11.58139	194.5418
Minimum	-9.037629	-3.055474	-0.832639	0.741651
Std. Dev.	3.054267	0.728185	1.973233	28.05576
Skewness	2.778552	0.611922	1.432249	5.180378
Kurtosis	26.27036	7.593828	7.032802	30.16830
Jarque-Bera	4388.332	173.2747	187.5944	6481.875
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	218.2562	83.78794	541.2233	2336.613
Sum Sq. Dev.	1707.124	97.03625	712.5374	144044.0
Observations	184	184	184	184

جدول۲- ماتریس همبستگی متغیرها

	C-Beta	**M-Beta**	γ	**Return**
C-Beta	1.000000	0.275023	0.003630	0.149273
M-Beta		1.000000	0.013798	0.226171
γ			1.000000	0.708295
Return				1.000000

جدول ۳- آیا بتای بازاری بالاتر منتج به بازدهی بالاتری می‌گردد؟ (متغیر وابسته R_i)

1d	1c**	1b*	1a***	
GLS-IV	GLS-IV	WLS	OLS Newey–West	روش تخمین
ماه‌های فرد	ماه‌های زوج			زیر نمونهٔ حاوی متغیرها
ماه‌های زوج	ماه‌های فرد			زیر نمونهٔ حاوی متغیرهای ابزاری
***۳/۱۹	***۱/۸۲	***۹/۳۹	***۲/۶۶	جمله ثابت
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	P-value
-۰/۶۱	**۲/۱۳	*-۰/۱۷	۰/۶۱	ضریب بتای بازار
۰/۴۴	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۱۱	P-value
۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۹۴	۰/۰۵	ضریب تعیین R^2
۰/۶۰	۴/۸۴	۳/۸۶	۹/۸۱	آمارهٔ F
۰/۴۴	۰/۰۳	۰/۰۵۱	۰/۰۰۲	P-value کل

جدول ۴- آیا بتای مصرف بالاتر منتج به بازدهی بالاتری می‌گردد؟ (متغیر وابسته R_i)

	**2a	2b	2c	2d
روش تخمین	$OLS^{Newey-West}$	WLS	GLS-IV	GLS-IV
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرها			ماه‌های زوج	ماه‌های فرد
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرهای ابزاری			ماه‌های فرد	ماه‌های زوج
جمله ثابت	***۲/۸۲	***۹/۳۶	**۲/۴۲	***۳/۱۲
P-value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۰
ضریب بتا مصرف	۰/۰۹	-۰/۱۰	۰/۱۷	-۰/۲۰
P-value	۰/۴۰	۰/۸۶	۰/۶۶	۰/۸۲
ضریب تعیین R^2	۰/۰۲	۰/۹۴	-۰/۱۵	-۰/۱۷
آماره F	۴/۱۵	۰/۴۰	۰/۱۹	۰/۰۵
P-value کل	۰/۰۴	۰/۵۳	۰/۶۶	۰/۸۲

جدول ۵- کدام‌یک از بتاها با بازده ارتباط بیش‌تری دارد؟ (متغیر وابسته R_i)

روش تخمین	***3a	*3b	*3c	3d
	$OLS^{Newey-West}$	WLS	GLS-IV	GLS-IV
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرها			ماه‌های زوج	ماه‌های فرد
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرهای ابزاری			ماه‌های فرد	ماه‌های زوج
جمله ثابت	***۲/۶۲	***۹/۴۰	**۱/۵۵	***۳/۴۰
P-value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰
ضریب بتای بازار	۰/۵۴	-۰/۲۴	۱/۴۱	-۰/۴۸
P-value	۰/۱۰	۰/۲۵	۰/۴۴	۰/۶۰
ضریب بتا مصرف	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۲۲	-۰/۳۵
P-value	۰/۵۸	۰/۷۸	۰/۵۰	۰/۶۸
ضریب تعیین R^2	۰/۰۶	۰/۹۴	-۰/۱۰	-۰/۴۲
آمارهٔ F	۵/۷۱	۲/۳۵	۲/۹۷	۰/۲۳
P-value کل رگرسیون	۰/۰۰۴	۰/۰۹	۰/۰۵۳	۰/۷۹

۱- با توجه به این‌که در این‌جا از رگرسیون چند متغیره استفاده شده است در پایان هم‌بستگی پسماندهای هر رگرسیون با هر دو متغیر بتای مصرف و بازار آزمون شد که هم‌بستگی معناداری وجود نداشت.

جدول ۶- دقت و اطمینان کدامیک از مدل‌ها بیش‌تر است؟

تخمین		$OLS^{Newey-West}$	WLS	GLS-IV	GLS-IV
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرها				ماه‌های زوج	ماه‌های فرد
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرهای ابزاری				ماه‌های فرد	ماه‌های زوج
MSPE	CAPM	۳/۶۷۴۸	۴۴/۵۶	۷/۵۱۸۶	۷/۳۳۳
	C-CAPM	۳/۷۸۳۰	۴۴/۸۶	۱۰/۷۳۲	۸/۹۴۰
MAPE	CAPM	۱/۳۵۰	۶/۴۳۳	۱/۸۴۸	۱/۸۷۵
	C-CAPM	۱/۳۹۶	۶/۴۶۴	۲/۱۶۴	۱/۹۴۲

جدول ۷- کدام مدل توانایی بیش‌تری در پیش بینی نقاط عطف دارند؟

روش تخمین		$OLS^{Newey-West}$	WLS	GLS-IV	GLS-IV
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرها				ماه‌های زوج	ماه‌های فرد
نمونهٔ فرعی حاوی متغیرهای ابزاری				ماه‌های فرد	ماه‌های زوج
U-Theil	CAPM	۰/۲۹۴	۰/۵۱۹	۰/۳۵۹	۰/۳۸۱
	C-CAPM	۰/۲۹۹	۰/۵۲۰	۰/۴۴۱	۰/۴۲۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی