

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. به طوری که 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 نسخه 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 سیستماتیک باشد ولی عملکرد تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سنتی، دل‌گرم‌کننده‌تر بوده و در همه 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. به دلیل رابطه 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 سرمایه‌ای 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، بازده مورد انتظار هر سهام برابر است با نرخ بازده بدون ریسک، به اضافه حاصل ضرب بتای آن سهم در صرف ریسک بازار، به‌عبارت دیگر، صرف سهام مورد انتظار بازده اضافه مورد انتظار سهام، متناسب با بتای بازار است. در مقایسه کپم مبتنی بر مصرف استاندارد بری دن (۱۹۷۹) و لوکاس (۱۹۷۸)، ریسک اوراق بهادار را به‌وسیله کواریانس بازده با رشد مصرف سرانه، مورد سنجش قرار می‌دهد. این کواریانس به بتای مصرف معروف است. در این جا 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 به‌دنبال‌رویی از حرکت بازار است [۷] و [۸].

۲- پیشینه 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 زمینه تئوریک توجیه 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 به اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک‌اند را به صورت یک‌جا در نظر می‌گیرد. مانکیو و شاپیرو، بر اساس این اصل که دارایی‌های با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازده 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، بازده اضافی را بهتر محاسبه می‌کند [۱۶].

هم‌چنین کوچرلاکوتا (۱۹۹۶)، این امر را تصدیق کرده‌است که c-capm، به دلیل 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) و کمپبل (۱۹۹۳ و ۱۹۹۶) ادبیات موجود در زمینه 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 تبیین‌کننده باشد [۱۰]. افزون بر یافته‌های فوق، هاموری (۱۹۹۲) نیز نشان داد که 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 تبیین‌کننده

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

از دیگر مطالعات انجام شده بر روی مدل $c\text{-capm}$ ، می‌توان به مطالعات اسپرم (۱۹۸۹) اشاره کرد. وی برای آزمون مدل $C\text{-CAPM}$ ، استفاده از واردات را به جای استفاده از مصرف پیشنهاد داد. دلیل اساسی او این است که تغییرات در واردات، به وسیلهٔ 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 [۷].

مینگ سیانگ چن (۲۰۰۳)، نیز مقایسه‌ای را بین مدل $capm$ و $C\text{-CAPM}$ در بازار سهام تایوان انجام داد وی در مدل $C\text{-CAPM}$ 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 بازده واقعی، قدرت مدل در پیش‌بینی 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 $c\text{-capm}$ است [۹].

گرگوریو و یواندیس (۲۰۰۶)، با وارد کردن متغیر هزینهٔ مبادلات در مدل $C\text{-CAPM}$ ، آن را در بازار سهام انگلیس مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها با استفاده از بازدهٔ فصلی طی دورهٔ ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰، به این نتیجه رسیدند که اگرچه این مدل نمی‌تواند 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 غیرسهام‌داران 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 حالی که بیش تر آزمون‌های مدل CAPM و C-CAPM برای بازارهای مالی توسعه یافته 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 دوره 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 این رو، بررسی عملکرد قیمت‌گذاری مدل CAPM و C-CAPM در بورس اوراق بهادار تهران، می‌تواند به عنوان آزمونی دیگر از مقایسه این دو مدل در بازاری با رفتار متفاوت، مدنظر قرار گیرد.

لازم به ذکر است که انگیزه محققان از آزمون عملکرد CAPM و C-CAPM، استخراج معیاری بهتر برای ریسک سیستماتیک و توسعه رابطه 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 همه 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 محاسبه 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 اداره کل حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند، از این شاخص پس از تعدیل فصلی استفاده شده است.

۵- مبانی نظری CAPM

مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه، الگویی برای تبیین ارتباط بین ریسک و بازده دارایی هاست. در حقیقت، این مدل، دارایی ها را با توجه به ریسک شان قیمت گذاری می کند. CAPM، بر این فرض استوار است که سرمایه گذاران با علم به نظریه پرتفوی و کاهش ریسک غیرسیستماتیک از طریق تنوع بخشی، از آن در جهت ایجاد پرتفوی کارا بهره می جویند و هر یک بسته به درجه ریسک گریزی، پرتفوی متفاوتی را ایجاد می کنند. مدل CAPM، در پاسخ به چگونگی اندازه گیری ریسک یک دارایی و نحوه ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار سرمایه گذاران، علاوه بر در نظر گرفتن مفروضات بازار کارا، سه فرض زیر را در نظر می گیرد. اول این که دارایی بدون ریسک وجود دارد و سرمایه گذاران می توانند مبالغ نامحدود در نرخ بدون ریسک وام بدهند و وام بگیرند و این نرخ برای تمامی سرمایه گذاران یکسان است. دوم، مالیات، هزینه مبادلاتی، محدودیت فروش استقرای یا سایر محدودیت های بازار وجود ندارد و سوم این که کیفیت کل دارایی ثابت است و تمامی دارایی ها قابل خرید و فروش و تقسیم پذیرند [۲]. پس از در نظر گرفتن مفروضات فوق، این مدل به پرسش های مطرح شده به این صورت پاسخ می دهد که اولاً ریسک هر دارایی براساس میزان وابستگی بازده آن به بازده بازار مشخص می شود و ثانیاً ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار رابطه 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. همان گونه که بریدلی و مایرز (۱۹۸۱)، فاما (۱۹۷۶) و دیگر ادبیات موجود نشان می دهند، این مدل، بازده R_i دارایی i را به بازده بدون ریسک R_F و بازده بازار R_M ارتباط می دهد، که می توان آن را به صورت ریاضی به شکل زیر نشان داد:

$$ER_i = R_F + (ER_M - R_F)\beta_{Mi} \quad (1)$$

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

$$\beta_{Mi} = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\text{var}(R_M)} \quad (2)$$

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

برای آزمون مدل، معادله (۱) را به صورت زیر بیان می کنیم:

$$R_i = a_0 + a_1\beta_{Mi} + u_i \quad (3)$$

$a =$ نرخ بازده بدون ریسک یا همان R_F
 $a_1 =$ اضافه بازده سهام یا همان $ER_M - R_F$
 $R_i =$ بازده مشاهده شده سهام i
 $v_i =$ خطای مورد انتظار یا همان $R_i - ER_i$.
 در نتیجه، این مدل بازده 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 دوره تخصیص پرتفوی متفاوتی از دارایی‌های مختلف خواهد داشت، که در نهایت هدف فرد حداکثر کردن تابع مطلوبیت زیر است:

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

$E_t =$ وضعیت شرطی مورد انتظار از اطلاعات موجود در زمان t

$\rho =$ نرخ رجحان زمانی ذهنی

$C_{t+s} =$ مصرف در دوره $t+s$

$U =$ تابع مطلوبیت اکیداً مقعر یک دوره‌ای

شرط استاندارد مرتبه اول تابع عبارت است از:

$$E_t \left[\left(\frac{1+R_{it}}{1+\rho} \right) \left(\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right) \right] = 1 \quad (5)$$

یا

$$E_t [(1+R_{it})S_t] = 1 \quad (6)$$

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

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

$$E[1+R_{it}] = [ES_t]^{-1} (1 - \text{cov}(R_{it}, S_t)) \quad (7)$$

که E، بیان گر وضعیت مورد انتظار غیرشرطی و COV، بیان گر کواریانس غیرشرطی است.

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

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

که A، در این جا معیار ریسک‌گریزی نسبی است. با این تابع مطلوبیت، می‌توان کواریانس فرمول (7) را به شرح زیر تخمین زد:

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

اکنون می‌توان رابطه بتای مصرف را استخراج کرد. با ترکیب معادله (7) و تقریب (9)، به معادله زیر خواهیم رسید، که با معادله (3) هم‌سو خواهد بود:

$$R_i = a_i + a_r \beta_{Ci} + v_i \quad (10)$$

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

$$a_i = [ES_t]^{-1} - 1 \quad (11)$$

$$a_r = \frac{A \text{cov}(R_{Mt}, C_{t+1}/C_t)}{[(1+\rho)ES_t]} \quad (12)$$

$$\beta_{Ci} = \frac{\text{cov}(R_{it}, C_{t+1}/C_t)}{\text{cov}(R_{Mt}, C_{t+1}/C_t)} \quad (13)$$

این مدل هم همانند CAPM سنتی، بازده دارایی را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می‌دهد هرچند در این جا 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 بازده دارایی i را بر بتای بازاری و بتای مصرفش رگرس کنیم، تا ببینیم کدام یک تبیین‌کننده بهتری از بازده هستند.

$$R_i = a_o + a_r \beta_{Mi} + a_r \beta_{Ci} + v_i \quad (14)$$

در تمامی رگرسیون‌های فوق (معادلات (3)، (10) و (14)) جمله ثابت a_o ، یک تفسیر دارد. برای یک دارایی که بازده آن مساوی با بازده بدون ریسک است، هر دو بتا

برابر با صفرند. بنابراین، هر رگرسیون بیان‌گر این مطلب است که بازده یک دارایی بدون ریسک برابر با جمله 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 بازده بدون ریسک مطابقت دارد، یا خیر. معیارهای ریسک (هر دو بتا) به‌گونه‌ای نرمالیزه شده‌اند که بتای بازار سهام برابر با یک است. بنابراین، از آنجایی که جمله ثابت a_0 بازده بدون ریسک واقعی است، هر CAPM دلالت بر این دارد که ضریب بتای مربوط در هر مدل، فاصله بین بازده بازار و بازده 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 حالی که کپم مبتنی بر مصرف، 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 تبیین‌کننده بهتری از ارتباط بین ریسک و بازده مورد انتظار سهام باشد؟ در این پژوهش، نمونه‌گیری به صورت قضاوتی انجام گرفته است به طوری که همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس که طی سال‌های ۸۰ تا ۸۵ وقفه معاملاتی نداشته‌اند و دارای ۷۲ بازده ماهانه بوده‌اند، در نظر گرفته شده‌اند سرانجام، در مجموع ۱۸۴ شرکت انتخاب شده‌اند. بازده ماهانه هر یک از سهام‌ها از طریق زیر محاسبه شده است:

$$\text{بازده ماهانه هر سهم} = \frac{[P_1 - P_0] + D + \frac{(P_1 - F) \times n_c}{N_0} + \frac{P_1 \times n_r}{N_0}}{P_0} \quad (15)$$

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 آورده 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 بازده بدون ریسک در نظر گرفت و از آنجایی که 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 بازده بدون ریسک را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$R_F = \left[\left(1 + \left(\frac{i}{f} \right) \right)^f - 1 \right] \div 12 \quad (16)$$

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

برای محاسبه بازده بازار، شاخص کل بازار به صورت زیر به کار گرفته شده است:

$$R_{Mt} = \text{Ln} \left(\frac{\text{index}_t}{\text{index}_{t-1}} \right) \quad (17)$$

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

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

$$r = a + M\Gamma + e \quad (18)$$

که r یک بردار $T \times 1$ از بازده تشخیص داده شده سهام است، a ، یک بردار $T \times 1$ از بازده بدون ریسک است، ماتریس M ، یک ماتریس $T \times 1$ رگرسیون کننده حاوی متغیر بتای بازاری سهام است، Γ (گاما)، یک بردار 1×1 از صرف ریسک $(ER_m - R_F)$ ناشناخته بازار است، e ، یک بردار $T \times 1$ از خطاهای تصادفی است با میانگین صفر و واریانس ثابت و T تعداد مشاهدات است. در نتیجه، تخمین زن حداقل مربعات معمولی b (همان $(M'M)^{-1}M'r$) ناآریب و کارا بوده و ماتریس کواریانس آن برابر با $(M'M)^{-1}\sigma^2$ است.

هنگامی که ناهمسانی واریانس یا خودهمبستگی، یا هر دو، در خطاهای e وجود داشته باشد، ماتریس کواریانس b بزرگ‌تر یا مساوی $(M'M)^{-1}\sigma^2$ 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 فاصله اطمینان و آزمون فرضیات بر اساس خطاهای استاندارد ناصحیح می‌تواند گمراه‌کننده 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:

$$(M'M)^{-1} \Omega (M'M)^{-1} \quad (19)$$

که

$$\Omega = \left\{ \sum_{t=1}^T e_t m_t m_t' + \sum_{i=1}^q \left(1 - \frac{i}{q+1} \right) \sum_{t=i+1}^T (m_t e_t e_{t-i} m_{t-i}' + m_{t-i} e_{t-i} e_t m_t') \right\} \quad (20)$$

e_t ، باقیمانده 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 $(T/100)^{2/9}$ 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 معادله (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 استفاده 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].

رویه 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 (نمونه فرعی) تقسیم می‌کنیم، $T/2$ مشاهده ماه‌های زوج و $T/2$ مشاهده 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، بازده ماه‌های زوج را بر بتای ماه‌های زوج رگرسیون 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 رویه متغیر ابزاری، با تخمین‌های معمولی مورد مقایسه قرار می‌گیرند.

آزمون دیگری که در این مجموعه برای مقایسه دو مدل به کار 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]:

$$\varepsilon_t = \hat{R}_t - R_t \quad (21)$$

یعنی خطای قیمت‌گذاری 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، و «میانگین متوسط خطای قیمت‌گذاری» MAPE ابزارهایی هستند که به منظور مقایسه عدم اطمینان و دقت دو مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند و به صورت زیر تعریف شده‌اند:

$$MSPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})^2 \quad (22)$$

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}| \quad (23)$$

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

$$\bar{\varepsilon} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad (24)$$

1- Mean Squared Pricing Error.

2- Mean Average Pricing Error.

MSPE، عدم اطمینان قیمت‌گذاری و MAPE عدم دقت قیمت‌گذاری را نشان 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، آزمون توان دو مدل در پیش‌بینی صحیح نقاط عطف است. منظور از توانایی مدل در پیش‌بینی صحیح نقاط عطف، این است اگر تغییر در بازده واقعی از دوره t تا $t+1$ مثبت است، آیا تغییر در مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل در بین همین دو دوره مثبت است یا خیر. بنابراین، می‌توان گفت خطای نقطه 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 آماره یو-تئیل، که یکی از رویه‌های اقتصادسنجی است، استفاده شده است. آماره یو-تئیل، تغییرات مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده را مورد مقایسه قرار می‌دهد و به صورت زیر تعریف شده است [۱۹]:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{R}_t - R_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{R}_t^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t^2}} \quad (25)$$

\hat{R}_t : بازده به دست آمده از مدل در دوره t

R_t : بازده مشاهده شده سهام در دوره t

n : تعداد دوره‌های پیش‌بینی شده

اگر مدل توانسته باشد دارایی‌ها را به خوبی قیمت‌گذاری کند یعنی $\hat{R}_t = R_t$ ، آماره U برابر با صفر خواهد بود و هرچه به ۱ نزدیک‌تر شود، بر توانایی ضعیف‌تر مدل در پیش‌بینی تغییرات واقعی بازده دلالت دارد [۵].

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

۸- فرضیات تحقیق

هدف اصلی این پژوهش، آزمون توان مدل C-CAPM، در مقایسه با CAPM در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده در بورس تهران است. جدول ۱، مشخصات آماری متغیرها را نشان می‌دهد.

1- Turning Point.

2- U-Theil.

همان طوری که از جدول مشخص است، هر چهار متغیر بر اساس آماره جارک-برا۱ فاقد توزیع نرمال اند [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.

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

فرضیه ۲: بتای مصرف بالاتر، منتج به بازده بالاتر می‌شود.

فرضیه ۳: بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار ارتباط بیش‌تری با بازده دارد.

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

فرضیه 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 این که آیا این ارتباط مثبت صحیح است یا نه، شروع می‌کنیم. برای انجام این آزمون، از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است لازم به ذکر 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 همه 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

ضرایب را نشان می‌دهد. علامت یک، دو و سه ستاره، به ترتیب نشان دهنده 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 به ترتیب 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 موفق 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. همان‌طوری که جدول ۳ نشان می‌دهد، بازده بدون ریسک برآورد شده (جمله 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 فرضیه ۱ صحه می‌گذارند.

در این جا ارتباط بین بازده و بتای مصرف را همانند فرضیه 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 همه 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 فرضیه 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.

فرضیه ۳: بتای مصرف در مقایسه با بتای بازار ارتباط بیش‌تری با بازده دارد.

به منظور آزمون فرضیه سوم، رگرسیون (۱۴) را که 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 بازده 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 بازده مورد انتظار را در خود دارند.

اما از آن جایی که ضریب بتای بازار در هر چهار رگرسیون بزرگ‌تر و معنادارتر از ضریب بتای مصرف هستند، بنابراین فرضیه 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.

فرضیه ۴: بازده به دست آمده از مدل C-CAPM، انطباق بیش‌تری با بازده واقعی دارد.

به منظور بررسی فرضیه 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 جدول ۶ نشان داده شده است، MSPE و MAPE از مدل CAPM، در همه روش‌ها کوچک‌تر از C-CAPM است. بنا بر این فرضیه ۴ رد می‌شود و می‌توان گفت که CAPM، قیمت‌گذاری جامع‌تر و دقیق‌تری از C-CAPM ارائه می‌کند.

فرضیه ۵: مدل C-CAPM در مقایسه با CAPM سنتی توانایی بیش‌تری در پیش‌بینی درست نقاط عطف بازده سهام دارد.

به منظور بررسی فرضیه فوق آماره 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 $\hat{R}_t = R_t$ ، آماره یو برابر با صفر خواهد بود و هرچه به ۱ نزدیک‌تر شود، بر توانایی ضعیف‌تر مدل در پیش‌بینی تغییرات واقعی بازده دلالت دارد.

در هر چهار روش، آماره یو به دست آمده برای مدل C-CAPM کم‌تر از CAPM سنتی است، که نشان می‌دهد توانایی C-CAPM در پیش‌بینی صحیح نقاط عطف ضعیف‌تر از مدل CAPM سنتی است.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

توجه به همه نتایج آزمون و رویه‌های اقتصادسنجی بر روی دو مدل، می‌توان فرضیه 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 پیشینه 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- Karagyozyova, 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.

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

جدول ۲- 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 بنای بازاری بالاتر منتج به بازدهی بالاتری می‌گردد؟ (متغیر وابسته R_j)

Id	1c**	1b*	1a***	
GLS-IV	GLS-IV	WLS	OLS	روش تخمین
ماه‌های فرد	ماه‌های زوج			زیر نمونه حاوی متغیرها
ماه‌های زوج	ماه‌های فرد			زیر نمونه 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 بنای 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	آماره F
۰/۴۴	۰/۰۳	۰/۰۵۱	۰/۰۰۲	کل P-value

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

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

جدول ۵- کدام یک از بتاها با بازده ارتباط بیش تری دارد؟ (متغیر وابسته R_i)

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

۱- با توجه به این که در این جا 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 بیش تر است؟

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

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

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