[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف بر اساس تابع ترجیحات مارشالی (مطالعه موردی ایران)

اعظم محمدزاده[1]، محمدنبی شهیکی تاش[2]، رضا روشن[3]

تاریخ دریافت: ۹٤/۰۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۲٦

چکیده

یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل CCAPM است که اولین بار توسط بریدن (۱۹۷۹) ارائه گردید. در مدل استاندارد و پایه CCAPM یک رابطه خطی بین بتای مصرف و مازاد بازده دارایی‌ها برقرار است ولی متأسفانه CCAPM خطی باعث ایجاد «معمای صرف سهام» شده است. پس از ارائه معماهایی همچون صرف سهام، تعدیلاتی در مدل CCAPM صورت پذیرفت. به همین منظور در این مقاله نیز تعدیلاتی در مدل پایه CCAPM صورت پذیرفته بطوری‌که به استخراج نوع جدیدی از ترجیحات برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته شده است. این نوع ترجیحات اولین بار توسط مارشال ارائه شد که در آن تابع مطلوبیت نه تنها به مصرف بلکه به پس‌انداز نیز بستگی

۱ . دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
Az.mohammadzadeh@gmail.com
۲ . دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان mohammad_tash@.usb.ac.ir
۳ . استادیار اقتصاد دانشگاه خلیج فارس بوشهر re_roshan@yahoo.com

دارد. در این مقاله پس از مدل‌سازی ترجیحات بر اساس پس‌انداز به استخراج معادلات اویلر مربوطه پرداخته و با روش GMM پارامترها برآورد شده است. به منظور تخمین مدل‌های CCAPM و SCCAPM، داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گرفته است. مدل‌های برآوردی معنادار بوده بعبارت دیگر می‌توان نتیجه گرفت متغیر مصرف و پس‌انداز در توضیح بازده سهام در دوره فوق موفق بوده‌اند. براساس مقادیر تخمینی در دو مدل می‌توان نتیجه گرفت که عامل تنزیل ذهنی زمان (β) عدد بزرگتر از ۰/۸ دارد و ترجیحات در تابع پس‌انداز معنادار است اما ضریب تاثیر گذاری بالایی ندارد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که عاملان اقتصادی ریسک گزیر می باشند.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ترجیحات، پس‌انداز، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای بر اساس پس‌انداز.

طبقه بندی JEL: G10: G11: G12

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

۱. مقدمه

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به خصوص سهام، در فرایند سرمایه‌گذاری در این اوراق، از مهم‌ترین مسائل فراروی سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه است. بدین جهت پژوهشگران علاقمند هستند ضمن قیمت‌گذاری دقیق سهام به پیش‌بینی بازده مورد انتظار خود بپردازند. اصولاً سرمایه‌گذاری‌ها به جهت نوسان‌پذیری که در بازده آنها ایجاد می‌شود دارای ریسک هستند.

اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را برای اندازه‌گیری ریسک ارائه داده‌اند. یکی از روش‌هایی که به سرمایه‌گذاران در تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری کمک می‌کند، استفاده از مدل «قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای» (CAPM[۱]) است. این مدل توسط ویلیام شارپ[۲] در سال ۱۹۶۰ معرفی گردید. در این مدل، بازده مورد انتظار هر سهم برابر است با نرخ بازده بدون ریسک، به اضافه حاصل‌ضرب بتای آن سهم در صرف ریسک بازار، به عبارت دیگر، صرف ریسک مورد انتظار سهام، متناسب با بتای بازار است. هر چند این مدل بسیار مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی قرار گرفته است ولیکن در مطالعات بعدی مورد انتقاد قرار گرفته و محققان بسیاری به توسعه آن پرداختند با توجه به تغییرات و تعدیلات انجام گرفته بر مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل‌هایی همچون، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی[۳]، بین‌دوره‌ای[۴]، تعدیل شده[۵]، شرطی[۶]، مصرفی[۷] و مدل تجدیدنظر شده[۸] معرفی شده‌اند.

یکی دیگر از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل CCAPM[۹] است که توسط بریدن[۱۰] (۱۹۷۹) ارائه گردید. یک سرمایه‌گذار باید در مورد مقدار مصرف و مقدار

1. Capital Asset Price Model
2. Sharpe
3. CD-CAPM
4. I-CAPM
5. A-CAPM
6. Conditional-CAPM
7. C-CAPM
8. R-CAPM
9. Consumption Capital Asset Pricing
10. Breeden

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

پس‌انداز خود و همچنین در مورد سبدی از دارایی‌ها که نگهداری خواهد کرد تصمیم‌گیری نماید. در این مدل، بازده مورد انتظار سهم با بتای مصرف (نه با بتای بازار) تغییر می‌کند. به عبارت دیگر بین عدم اطمینان در خصوص بازده سهام و عدم اطمینان در خصوص مصرف یک رابطه مستقیم وجود دارد. بنابراین در این مدل شرح داده می‌شود که چه مقدار از تغییرات بازده بازار سهام در ارتباط با رشد مصرف است. مدل CCAPM کمتر در مدل‌های عملی بکار گرفته شده است در حالی‌که در این مدل از آنجایی‌که بین بازده سرمایه‌گذاری و میزان مصرف سنجش صورت می‌گیرد، عملکرد بهتری نسبت به مدل CAPM دارد[۱].

در مدل استاندارد و پایه CCAPM یک رابطه خطی بین بتای مصرف و مازاد بازده دارایی‌ها[۲] برقرار است ولی متأسفانه CCAPM خطی باعث ایجاد معمای صرف سهام شده است بدین صورت که برای توضیح بزرگی صرف سهام نیاز به ریسک‌گریزی بسیار بالاست. این مطلب با عنوان «معمای صرف سهام[۳]» مشهور شده است. که اولین بار توسط مهرا و پرسکات[۴] (۱۹۸۵) ارائه شد. پس از ارائه معماهایی همچون صرف سهام، تعدیلاتی

---

[۱]. به دلیل فرم ریاضی ساده مدل CAPM، و رابطه بین ریسک و بازده، این مدل به طور گسترده‌ای در صنعت مالی مورد استفاده قرار گرفته است ولی مانکیو و شاپیرو استدلال می‌کنند که بتای مصرف باید معیار مناسبی از ریسک سیستماتیک را ارائه دهد. دلیل آن‌ها این است که بتای مصرف باید در زمینه‌های نظری مرجح باشد چرا که اولاً ماهیت زمانی تصمیمات پرتفوی را در نظر می‌گیرد، ثانیا انواع دیگر ثروت در بازار سهام که با اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک ارتباط دارند را نیز در نظر می‌گیرد.

[۲]. ساده ترین شکل از مدل CCAPM رابطه خطی بین دارایی‌های مخاطره آمیز و صرف ریسک بازار را نشان می‌دهد که بصورت زیر است:

$$\bar{r}_a = r_f + \beta_c(\bar{r}_m - r_f), \beta_c = \frac{cov(\bar{r}_a, Gc)}{cov(\bar{r}_m, Gc)}$$

در مقایسه با مدل CAPM، مدل (CCAPM)، ریسک اوراق بهادار را به وسیله کواریانس بازده با رشد مصرف سرانه، مورد سنجش قرار می‌دهد. در اینجا 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 دنباله‌روی از حرکت بازار است.

3. Equity Premium Puzzle
4. Mehra and Prescott

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

در مدل CCAPM صورت پذیرفت که از آن جمله می‌توان به تعدیلاتی در تابع ترجیحات همچون تحقیقات بچ و مولر[1] (۲۰۱۱)، اپستین و زین[2] (۱۹۸۹ و ۱۹۹۱)، چائو، فاف، گرگوری و مین[3] (۲۰۱۲) اشاره کرد.

با توجه به نقد فوق، که شاید مهم‌ترین نقد وارد بر مدل CCAPM نیز باشد، در این تحقیق برای بازنگری در مدل استاندارد CCAPM، تعدیلاتی در تابع ترجیحات صورت گرفته است. این تعدیلات که در بخش مبانی نظری بصورت کامل توضیح داده خواهد شد، شامل وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت و استفاده از روش تخمین GMM خواهد شد. ورود پس‌انداز به تابع مطلوبیت در مدلCCAPM با عنوان مدل SCCAPM در این مقاله معرفی شده است.

این مقاله بدین صورت سازماندهی شده است، بخش دوم مقاله شامل معرفی مطالعات قبلی و مروری بر پیشینه تحقیق مبانی نظری مدل، بخش سوم مقاله می‌باشد، بخش چهارم نتایج تخمین مدل و در نهایت و بخش آخر به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲. پیشینه تحقیق

در این قسمت مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف ارائه شده است.

۲-۱. مطالعات خارجی

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، در سال۱۹۷۸ توسط لوکاس و بریدن[4] تبیین شد. لوکاس و بریدن، با مفروض قرار دادن اقتصاد مبادله‌ای که دارای مصرف‌کنندگان همگن است، تغییرات تصادفی بازده دارایی را مورد بررسی قرار داده و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه مبتنی بر مصرف را ارائه دادند. آن‌ها

1. Bach & Møller
2. Epstein and Zin
3. Xiao, Faff, Gharghori & Min
4. Lucas & Breeden

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

مدل خود را با عامل مصرف‌کننده‌ای که تابع مطلوبیتش دارای ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت بود، تشریح کردند.

پس از آن منکیو و شاپیرو[1] (۱۹۸۶)، با ادعای این که بتای مبتنی بر مصرف بهتر از 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 باید به دو دلیل در زمینهٔ تئوریکی ترجیح داده شود، اول این که این بتا ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پرتفوی را ترکیب می‌کند. دوم این که، هم‌زمان شکل‌های دیگری از ثروت که فراتر از بازار سهام بوده و اصولاً مربوط به اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک اند را به صورت یکجا در نظر می‌گیرد. مانکیو و شاپیرو، بر اساس این اصل که دارایی با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازدهٔ متوسط بالاتری را ارائه دهد و با استفاده از اطلاعات بازار ایالات متحده و شاخص مصرف سرانه، بررسی کردند که آیا سهامی که بتای بازار و مصرف بالاتری دارند، بازدهی بیشتری را ارائه می‌دهند. آن‌ها دریافتند که مدل قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای سنتی، در مقایسه با مدل CCAPM لوکاس، که تابع استاندارد مطلوبیت را با قدرت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر می‌گیرد، بازدهٔ اضافی را بهتر محاسبه می‌کند.

همچنین کوچرلاکوتا[2] (۱۹۹۶) نشان دادند که CCAPM ، به دلیل نقش جدایی‌ناپذیری که در اقتصاد کلان پیشرفته و اقتصاد بین الملل ایفا می کند، در عالم واقع مهم‌تر از CAPM است. افزون بر یافته‌های هنسن و سینگلتون[3] (۱۹۸۲) ، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، مانکیو و زلدز[4] (۱۹۹۱) وکمپبل[5] (۱۹۹۳) و (۱۹۹۶)، ادبیات موجود در زمینهٔ CCAPM نشان می‌دهد که CCAPM استاندارد لوکاس توانسته است بازده دارایی‌ها را در ایالات متحده آمریکا تبیین کند.

1. Mankiw & Shapiro
2. Kocherlakota
3. Hansen & Singleton
4. Mankiw & Zeldes
5. Campbell

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

علاوه بر آن، کامبی[1] (۱۹۹۰) نیز نشان داد که این مدل می‌تواند در بازار بین المللی سهام نیز تبیین کننده باشد. افزون بر یافته‌های فوق، هاموری[2] (۱۹۹۲) نیز نشان داد که CCAPM می‌تواند نقش تبیین کننده در بازار سرمایه ژاپن داشته باشد. وی اظهار داشت که CCAPM می‌تواند نقش تبیین‌کننده در بازار سرمایه ژاپن داشته باشد اما نمی‌تواند تبیین کنندهٔ بازدهٔ سهام در ایالات متحده باشد، که این به دلیل تفاوت‌های نهادی بین دو کشور، نظیر پیچیدگی مالیات و فاکتورهای پولی است.

از دیگر مطالعات انجام شده بر روی مدل CCAPM ، می‌توان به مطالعات آسپرم[3] (۱۹۸۹) اشاره کرد. وی برای آزمون مدل CCAPM، 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 می شود 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 پس انداز مردم باشد.

مینگ سیانگ چن[4] (۲۰۰۳)، نیز مقایسه‌ای را بین مدل CAPM و CCAPM در بازار سهام تایوان انجام داد وی در مدل CCAPM 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 می کند. 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 پیش بینی، به این نتیجه رسید که در تمامی موارد توان تبیین مدل CAPM سنتی در ارتباط بین ریسک و بازده، بیشتر از مدل CCAPM است.

1. Cumby
2. Hamori
3. Asprem
4. Chen

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

گرگوریو و یواندیس[1] (۲۰۰۶) با وارد کردن متغیر هزینهٔ مبادلات در مدل CCAPM، 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.

کاراگیوزوا[2] (۲۰۰۷) نیز با تقسیم بندی 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 تأثیرات متفاوتی بر روی مدل CCAPM دارند. بنابراین، او پیشنهاد داد که با جداسازی بازار مصرف‌کنندگان می‌توان نتایج معنادارتری را از مدل CCAPM استخراج کرد.

بچ و مولر[3] (۲۰۱۱) در مقاله خود، مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف با شکل-گیری عادات و مشارکت محدود مصرف را تخمین زدند. بررسی آن‌ها بر اساس نمونه‌ای از خانوارهای آمریکایی انجام پذیرفت که در این نمونه دو گروه وجود داشتند: گروهی که سهام نگهداری می‌کنند و گروهی که سهام نگهداری نمی‌کنند. نشان داده شد که مصرف کسانی که سهام نگهداری می‌کنند عملکرد بالاتری از کسانی که سهام نگهداری نمی‌کنند، دارد. علاوه بر این نشان داده شد که نوسان بالای مصرف دارندگان سهام مدل را قادر می سازد که معمای صرف سهام و معمای نرخ بدون ریسک را همزمان برای یک ارزش منطقی از ریسک گریزی نسبی، توضیح دهد.

کانگ و همکاران[4] (۲۰۱۱) در مقاله خود نوعی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای (CAPM) شرطی را توسعه داده که در آن از متغیر شرطی استفاده شده است که قدرت زیادی در پیش‌بینی مازاد بازده بازار دارد. این متغیر شرطی حاصل رابطه هم انباشته در بین متغیرهای کلان اقتصادی (سود تقسیمی محصول، شرایط و زمان انتشار، نرخ بهره کوتاه

1. Gregoriou & Ioannidis
2. Karagyozova
3. Bach & Møller
4. Kang, Kim, Lee & Min

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

مدت و...) می‌باشد. علاوه بر این، CCAPM شرطی تقریبا به خوبی مدل فاما فرنچ سه عاملی، در توضیح داده‌های مقطعی اندازه و ارزش دفتری به بازار عمل می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که ارزش سهام نسبت به رشد سهام در زمان‌های بد، ریسکی‌تر هستند که از تئوری بر اساس ریسک حمایت می‌کند.

ایتو و نودا[1] (۲۰۱۱) در تحقیقی به تخمین پارامترهای مدل CCAPM برای اقتصاد ژاپن پرداختند. نویسندگان برای تخمین از روش هانسن (۱۹۹۰) کمک گرفتند که تحت عنوان درستنمایی تجربی تعمیم یافته یا GEL مشهور می‌باشد. در تخمین آنها پارامترها در طول زمان متغیر در نظر گرفته شدند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که هم پارامترهای CCAPM هم درجه ریسک‌گریزی و هم نرخ تنزیل زمانی در طول زمان متغیر هستند.

چائو و همکاران[2] (۲۰۱۲) در مقاله خود با توجه به تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین[3] (۱۹۸۹ و ۱۹۹۱)، در مورد قیمت‌گذاری دارایی بر اساس داده‌های مقطعی، ارزیابی مجددی انجام دادند. نتایج تجربی مقاله به توضیح، اندزه، مقدار و اثرات گشتاوری کمک می‌کند. نتایج مقاله بدین صورت است که: ۱- بتا مرتبط با اخبار در مورد رشد مصرف الگوی سیستماتیک دارد: بتا همراه با مقدار اندازه کاهش می‌یابد و در طول ارزش دفتری به بازاری و ابعاد گشتاوری افزایش می‌یابد. ۲- روش‌های نوین رشد مصرف در قیمت‌گذاری دارایی‌ها معنادار است که از دیدگاه‌های فاما و مکبث[4] (۱۹۷۳) و تنزیل عامل تصادفی استفاده می‌کند. ۳- مدل در عمل بهتر از مدل فاما فرنچ و CAPM کار می‌کند.

جینیونگ کیم[5] (۲۰۱۲) در مقاله خود به بررسی CCAPM چند متغیره می‌پردازد و به دنبال جواب این سوال است که آیا عملکرد تجربی بهتر CCAPM چند متغیره، وقتی سری‌های زمانی با محدودیت‌های تست شده ناسازگاری دارند، حفظ می شود؟ در این مقاله، دیدگاه ماکزیمم همبستگی پورتفولیو (MCP) برای اجرای محدودیت‌های عرض از

1. Ito & Noda
2. Xiao, Faff, Gharghori & Min
3. Epstein and Zin
4. Fama and MacBeth
5. Jinyong Kim

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

مبدأ بکار گرفته شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که CCAPM چند متغیره می‌تواند بازده‌های انتظاری مقطعی سهام را بهتر از مدل‌های غیرشرطی کلاسیک توضیح دهد. علاوه بر این در این مقاله چندین مدل CCAPM چند متغیره نشان داده شده که بخوبی یا بهتر از مدل سه متغیر فاما فرنچ کار می‌کند.

درایر و همکاران [1] (۲۰۱۳) تعدیلاتی در مدل CCAPM ایجاد کرده و با عنوان «قیمت گذاری بر اساس پس انداز» مقاله خود را ارائه کردند. تحقیق آنها بر اساس مطالعه مارشال (۱۹۲۰) انجام گرفته که در آن، افراد نه تنها با مصرف بلکه با پس‌انداز نیز مطلوبیت بدست می‌آورند. در این مقاله، رابطه اویلر برای این ترجیحات استخراج شده و با استفاده از روش GMM تخمین زده شده است. تخمین ها نشان می‌دهد که ترجیحات پس انداز از لحاظ اقتصادی حائز اهمیت است.

آور [2] (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی مدل شکل‌گیری عادات، کمپل و کوکران (۱۹۹۹) پرداخت. و اینکه آیا این مدل می‌تواند صرف ریسک سهام کشورهای G7 را با فرض یکپارچگی کامل بازار سرمایه، توضیح دهد. در تحقیق مذکور کواریانس شرطی مدل با استفاده از GARCH و GMM آزمون شده و در مقایسه با مدل‌های استاندارد CAPM و CCAPM قدرت توضیح دهندگی بیشتری دارد. مدل فوق (شکل‌گیری عادات) بیش از ۹۰٪ تغییرات داده‌های مقطعی در صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

هو کیم [3] (۲۰۱۴) در تحقیقی تخمین زننده سازگاری از ریسک‌گریزی متغیر در طول زمان در مدل CCAPM پیشنهاد می‌دهد. مدل بر اساس تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین، زین و ویل [4] بیان شده است. در این مقاله معادلات اویلر با ریسک‌گریزی که تابع غیرپارامتری از زمان است، استخراج شده است. برای بازده نسبت به ثروت کل از روش متغیر جانشین در معادلات اویلر استفاده شده است. تخمین ریسک‌گریزی بر اساس روش رگرسیون خطی

1. Dreyer, Schneider & Smith
2. Auer
3. Ho Kim
4. Epstin- Zin- Weil

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

موضعی دو مرحله‌ای انجام گرفته است. نتایج تجربی این مطالعه از پارامتر ریسک‌گریزی ضد دوره‌ای حمایت می‌کند.

فانگ و همکاران[1] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «صرف سهام مشروط، بازده داده‌های مقطعی، و تغییر تصادفی» به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. آنها با معرفی کار بنسال و یارون (۲۰۰۴) تحقیق خود را شروع کردند. بنسال و یارون نشان دادند، که مدل CCAPM می‌تواند با این فرض که نرخ رشد مصرف از مدل تغییر تصادفی پیروی می‌کند، تعدیل شود. علاوه بر این نشان دادند که صرف سهام شرطی یک تابع خطی از مصرف شرطی و تغییر بازده بازار است، که می‌تواند توسط روش GARCH و تغییر تصادفی (SV) تخمین زده شود. فانگ، مارک لو و هوچان در ادامه تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که مصرف شرطی و تغییرات بازار می‌توانند اختلافات بازده داده‌های مقطعی را توضیح دهند. مدل EGARCH می‌تواند بیش از ۵۵ درصد تغییر در بازده را توضیح دهد و مدل EGARCH افزوده شده با cay- عامل هم انباشه مصرف، درآمد نیروی کار، و رشد ثروت دارایی- عملکرد مدل را افزایش می‌دهد. پیش‌بینی مدل سازگار با صرف سهام کاهشی مشاهده شده می‌باشد.

هانگ و همکاران[2] (۲۰۱۴) با تفکیک بازار کالاهای داخل و خارج به توسعه مدل CCAPM پرداختند، در مدل آن‌ها مصرف‌کنندگان می‌توانند کالاهای داخلی و خارجی را مصرف کنند اما فقط در بازارهای داخلی سرمایه‌گذاری کنند. در این مدل نرخ ارز از کانال مطلوبیت نهایی بر قیمت دارایی‌ها اثرگذار است. همچنین متغیر نرخ ارز باعث افزایش ریسک سرمایه گذاران خواهد شد. این مدل بخوبی سبد صنایع و سبد فاما- فرنچ را در بازار چین قیمت‌گذار می‌کند. علاوه بر این متغیر نرخ ارز در طول زمان تغییر می‌کند و رفتار ضددوره‌ای دارد که می‌تواند به توضیح رفتار ضددوره‌ای صرف سهام کمک کند.

1. Fung , Marco Lau , Ho Chan
2. Huang, Wu, Zhang

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

مارکویز و همکاران[1] (۲۰۱۴) مدل CCAPM را با وارد کردن شوک‌های نقدینگی گسترش دادند. این شوک‌ها بر محدودیت بودجه سرمایه‌گذار اثرگذار است. در این مقاله بر خلاف سایر مطالعاتی که ریسک را بررسی می‌کنند به بررسی ریسک نقدینگی با حل مسئله بهینه سازی رفتار عامل اقتصادی پرداخته شده است و با این توضیح که ایده ریسک غایی مصرف[2] را نیز بکار می برد. مدل مقاله که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری عامل تنزیل تصادفی معرفی شده است الگوی ضد دوره‌ای قوی را نشان می‌دهد.

۲-۲ . مطالعات داخلی

رستمیان و جوانبخت (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف که توسط لوکاس و بریدن (۱۹۷۸) عنوان شد پرداخته‌اند. در این تحقیق ۱۳۴ سهم از بورس اوراق بهادار تهران بصورت گزینه‌ای انتخاب شده‌اند و مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد که هر چند هیچکدام از دو مدل، مدل کامل و مناسبی جهت پیش‌بینی دقیق بازده نمی‌باشند ولی مدل CAPM در مقایسه با مدل CCAPM در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران از کارآیی بالاتری برخوردار است.

فروغ‌نژاد، پوریان و میرزایی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با هدف مقایسه توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کلاسیک و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف به توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. به منظور دستیابی به این هدف، نمونه‌ای متشکل از ۹۴ شرکت از میان شرکت-های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی نویسندگان قرار گرفت. در این مطالعه برای تخمین مدل‌ها از روش‌های رگرسیونی OLS،

1. Márquez, Nieto, Rubio
2. Ultimate Consumption Risk

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

WLS و GLS استفاده شده است. 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.

۳. مبانی نظری مدل

طبق بیان کوکران[1] هر مدل قیمت‌گذاری دارایی بصورت $p= E(mx)$ قابل بیان است. در این رابطه، P، نشان‌دهنده قیمت دارایی، m، عامل تنزیل تصادفی[2] و x، بازدهی دارایی می‌باشد. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی برمی‌گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می‌توان تعدیلاتی را در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها انجام داد. در این قسمت مبانی نظری مدل‌های CCAPM و مدلCCAPM مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM) تشریح خواهد شد.

۳-۱. مدل CCAPM

طبق مدل CCAPM هر چند بازده‌های انتظاری می‌تواند در طول زمان و بین دارایی‌ها تغییر کند، بازده‌های تنزیلی باید همیشه برای هر دارایی یکسان و برابر یک باشد و این مطلب به صورت زیر قابل بیان است:

$$1 = E_t(M_{t+1}R_{i,t+1}) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، $R_{i,t+1}$ بازده دارایی i ام است و M_{t+1} عامل تنزیل تصادفی است که تحت عنوان SDF یا کرنل قیمت‌گذاری[3] شناخته می‌شود. در این مدل، عامل تنزیل تصادفی برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف (IMRS) است. هر مدل قیمت‌گذاری دارایی یک کرنل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی منحصر به فرد دارد و عملکرد مدل‌های مذکور را می‌توان با ایجاد معادلات اویلر مربوطه با توجه به این عامل تنزیل با هم مقایسه

1. Cochrane
2. Stochastic Discount Factor
3. Pricing Kernel

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

کرد. برای استخراج عامل تنزیل تصادفی در مدل CCAPM پایه ابتدا تابع مطلوبیت توانی جمع‌پذیر به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C,\eta)=\frac{C^{1-\eta}}{1-\eta} \quad ,0<\eta<\infty \tag{۲}$$

در این تابع مطلوبیت، پارامتر η، انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر η برابر یک باشد، تابع مطلوبیت بصورت لگاریتمی در خواهد آمد. علاوه بر این η ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای است. مصرف‌کننده مصرف کل دوره را طبق رابطه زیر به حداکثر می‌رساند:

$$E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(C_t)\right\} \quad ,0<\beta<1 \tag{۳}$$

با توجه به تابع مطلوبیت در رابطه (۲) می‌توان نتیجه گرفت مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را بصورت زیر به حداکثر می‌رساند:

$$Max_{C_t} E_t\left\{\sum_{j=0}^{\infty}\beta^j\left(\frac{C_{t+j}^{1-\eta}}{1-\eta}\right)\right\} \quad ,0<\beta<1 \tag{۴}$$

در رابطه (۴)، C، مصرف سرانه، β عامل تنزیل ذهنی زمان (که چگونگی مصرف عوامل ناشکیبا را توصیف می‌کند) و E عملگر انتظارات شرطی است. در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت: اگر β کوچک باشد افراد بسیار ناشکیبا هستند به عبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند، تابع مطلوبیت برای افراد ریسک خنثی در نظر گرفته شده است (ریسک‌گریزی نسبی ثابت CRRA). بدیهی است در هر دوره فرد سرمایه‌گذار می‌تواند بین مصرف کالاها یا خرید یک دارایی با بازدهی (R_{t+1}) انتخاب کند. قید بودجه به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$W_{t+1}=(1+\Re_{W,t+1})(W_t-C_t) \tag{۵}$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

در رابطه فوق W کل ثروت و $\Re_{W,t+1}$ بازده خالص است و بازده ناخالص نیز بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = 1 + \Re_t$$

برای استخراج رابطه CCAPM می‌توان از مدل مبادله خالص لوکاس[1] (۱۹۷۸) استفاده کرد و در نهایت رابطه (۶) را به عنوان مدل CCAPM در نظر گرفت:

$$E(R_{t+1}) - R_{f,t+1} = -R_{f,t+1} Cov\{\frac{\beta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}, R_{t+1}\} \qquad (۶)$$

اگر تابع مطلوبیت مقعر باشد، $\frac{\beta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ نشان‌دهنده نرخ جانشینی بین‌دوره‌ای (IMRS) مصرف‌کننده است، این نرخ جانشینی بالا خواهد بود اگر C_{t+1} نسبت به C_t کمتر باشد و برعکس. بنابراین IMRS ارتباط عکس با چرخه‌های تجاری دارد، بعبارتی در دوره رکود مقدار بالایی خواهد داشت و در طی رونق مقدار کمتری خواهد داشت. این رابطه بیان می‌دارد اگر کواریانس بین IMRS و نرخ بازده دارایی منفی باشد، مازاد بازده نسبت به نرخ بدون ریسک مثبت خواهد شد و برعکس. در اینجا نیز شبیه مدل CCAPM می‌توان ارتباط بین مازاد بازده دارایی و عامل بتا را مشاهده کرد. واریانس مشترک بین بازدهٔ دارایی‌ها و مصرف، بتای مصرف (β) خوانده می‌شود[2]. در این حالت کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

---

1. Lucas

۲. با انجام عملیات جبری زیر می‌توان مدل CCAPM را بصورت دیگری نیز نوشت:

$$E(R_{t+1}) - R_{f,t+1} = -R_{f,t+1} Cov\{\frac{\beta U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}, R_{t+1}\} \Rightarrow E(R_{t+1}) - R_{f,t+1} = -R_{f,t+1} Cov\{M_{t+1}, R_{t+1}\}$$

$$= \frac{Cov\{M_{t+1}, R_{t+1}\}}{Var(M_{t+1})} \left(-\frac{Var(M_{t+1})}{E(M_{t+1})}\right)$$

$$= \frac{-Cov\{\Delta LnC_{t+1}, R_{t+1}\}}{\beta\gamma Var(\Delta LnC_{t+1})} \left(-\frac{\beta^2\gamma^2 Var(\Delta LnC_{t+1})}{E(M_{t+1})}\right)$$

$$\beta = \frac{Cov\{\Delta LnC_{t+1}, R_{t+1}\}}{Var(\Delta LnC_{t+1})}, \qquad \lambda = \left(\frac{\beta\gamma Var(\Delta LnC_{t+1})}{E(M_{t+1})}\right)$$

$$M_{t+1} = \beta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\eta} \quad (۷)$$

معمولا تقریب خطی زیر برای عامل تنزیل تصادفی در نظر گرفته می‌شود:

$$M_{t+1} \approx \beta[1 - \eta \Delta Ln C_{t+1}] \quad (۸)$$

۳-۲. مدل SCCAPM

در مدل SCCAPM، تعدیل صورت گرفته در تابع ترجیحات، با وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت صورت گرفته است. ورود پس انداز به تابع ترجیحات به روش‌های گوناگونی امکان‌پذیر است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- مدل‌های شکل‌گیری عادات درونی که در آن‌ها، مطلوبیت به رشد مصرف نسبت به مصرف گذشته بستگی دارد $u(\frac{c_t}{c_{t-1}})$. با ترجیحات بر اساس پس‌انداز، مطلوبیت به رشد ثروت آتی نسبت به ثروت کنونی نیز بستگی دارد $u(c_t, \frac{w_{t+1}}{w_t})$. بعبارت دیگر مطلوبیت بر اساس پس‌انداز نوعی از شکل‌گیری عادات انتظاری است. این بیان، تفسیری روانی است تا ابزاری.
- مدل‌هایی از اقتصاد سرمایه‌داری،که انباشت ثروت بخودی خود در یک اقتصاد سرمایه‌داری بعنوان هدف تلقی می شود. در اینجا تابع مطلوبیت، تابعی از ثروت فردی نوشته می شود. $u(c_t, w_t)$ در اینجا انباشت ثروت مهم است بر خلاف حالت قبل که در آن رشد ثروت مد نظر قرار می‌گرفت. می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در اینجا حالت انباشت و ذخیره وجود دارد در حالیکه در مورد قبل با متغیرهای جریان و روانه رو به رو بودیم.
- تئوری چشم انداز، در این تئوری مطلوبیت تابعی از مصرف کنونی و ثروت آتی در نظر گرفته می‌شود. $u(c_t, w_{t+1})$. اینجا ضررگریزی وجود دارد و درجه آن بستگی

در رابطه فوق، β نشاندهنده بتای مصرف است که ریسک مصرف را اندازه می‌گیرد، پارامتر λ قیمت ریسک مصرف را اندازه می گیرد که برای همه دارایی ها یکسان است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

به عایدات یا ضررهای قبلی دارد. در حالی‌که درحالات قبل این موارد در نظر گرفته نمی‌شد.

ترجیحات استفاده شده در این قسمت بر اساس ایده مارشال[1] (۱۹۲۰) است که افراد نه تنها برای مصرف آتی، بلکه برای کسب مطلوبیت نیز پس انداز می‌کنند. با توجه به ایده مارشال می‌توان تابع مطلوبیت را بصورت زیر نوشت:

$$u(C_t, w_{t+1}/w_t) \qquad (۹)$$

در تابع مطلوبیت فوق، C نشان‌دهنده مصرف و W نشان‌دهنده ثروت است. تابع فوق این مطلب را بیان می‌کند که علاوه بر مصرف، رشد ثروت یا بعبارتی پس‌انداز عوامل اقتصادی نیز بر ترجیحات آن‌ها اثرگذار است. افراد به منظور کسب مطلوبیت آتی از مصرف حال چشم پوشی می‌کنند اما با توجه به ورود زمان و بحث‌های پویا، مطلوبیت آتی با توجه به مطلوبیت فعلی تنزیل می‌شود. حتی می‌توان عامل تنزیل را بصورت درون‌زا در نظر گرفت چرا که افراد مطلوبیت را از عمل پرهیز استخراج می‌کنند بنابراین عامل تنزیل به نرخ پس‌انداز بستگی دارد و برون‌زا نیست.

می توان انباشت ثروت را با توجه به رابطه زیر بدست آورد:

$$w_{t+1} = (w_t - C_t)R_{t+1}^w \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق، W-C نقدینگی در دسترس است و R در این رابطه بازده این نقدینگی است که میانگین وزنی بازده‌ها بر دارایی‌های مالی و انسانی است. تابع مطلوبیت بصورت $u(C_t, w_{t+1}/w_t)$ و یک تابع اکیداً مقعر در نظر گرفته می‌شود، اگر تعاریف، U_1: مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف، U_2: مشتق تابع مطلوبیت نسبت به انباشت ثروت، برقرار باشد. در این تابع، روابط $u_1, u_2 > 0, u_{11}, u_{22} < 0$ برقرار است. برای کاربردی کردن تئوری می‌توان از رابطه زیر استفاد کرد:

1. Marshall

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

$$u\left(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right) = \frac{\left[C_t\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta}\right]^{1-\eta}}{1-\eta}, \eta > 0, \eta \neq 1 \quad (۱۱)$$
$$= LnC_t + \theta Ln\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right), \eta = 1$$

در رابطه فوق، تابع داخل کروشه تابع مطلوبیت مقعر است، که ترجیحات ترتیبی بین دو کالا را نشان می‌دهد. تبدیل مقعر براکت دوم ریسک‌گریزی را نشان می‌دهد، بطوری‌که شاخص صحیح ریسک‌گریزی نسبی بصورت زیر است:

$$\Gamma = 1 - (1-\eta)(1+\theta) \quad (۱۲)$$

پارامترهای انحنای تابع مطلوبیت در یک مدل پویا نه تنها ریسک‌گریزی و ترجیحات بین کالاها را نشان می‌دهند بلکه نشان‌دهنده میل به جانشینی مصرف در طول زمان نیز هستند. حال می‌توان مسئله بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کننده را نوشت. اگر عامل تنزیل ذهنی ثابت در نظر گرفته شود، مصرف‌کننده مطلوبیت انتظاری طول عمر را با توجه به قید بودجه (رابطه ۱۱) و ثروت اولیه w_0 حداکثر می‌کند.

$$\max_{\{C_t, \lambda_t\}_{t=0}^{\infty}} E \sum_{t=0}^{\infty} u(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}) \quad (۱۳)$$

برای تصمیم در زمینه مصرف، منافع نهایی و هزینه نهایی یک واحد افزایش مصرف فعلی را می‌توان در نظر گرفت: با افزایش یک واحد مصرف در دوره حال، مصرف‌کننده مطلوبیت نهایی فعلی $E\, u_1(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t})$ را بدست می‌آورد. با افزایش مصرف دوره کنونی، فرد یک واحد پس‌انداز را از دست می‌دهد که می‌توانست بازده R_{t+1}^{w} را داشته باشد. این باعث کاهش مصرف دوره بعد خواهد شد بطوری‌که فرد مطلوبیت نهایی تنزیلی $\beta E u_1(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}) R_{t+1}^{w}$ را از دست می‌دهد.

با کنار گذاشتن مطلوبیت بر اساس پس‌انداز، بعبارت دیگر در نظر گرفتن تابع مطلوبیت بدون لحاظ پس‌انداز، ($u_2=0$)، مصرف‌کننده مطلوبیت انتظاری را با برابر قرار دادن هزینه نهایی و منافع نهایی ماکزیمم می‌کند. که رابطه اویلر زیر حاصل خواهد شد:

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

$$u_1(c_t)=\beta E u_1(c_{t+1})R^w_{t+1} \qquad (۱۴)$$

با وارد کردن پس انداز به تابع مطلوبیت موارد زیر را باید در نظر گرفت:

- مصرف بیشتر امروز، نرخ رشد ناخالص ثروت را به اندازه $\frac{R^w_{t+1}}{w_t}$، کاهش می‌دهد، با افزایش مصرف کنونی و کاهش پس‌انداز، زیانی در مطلوبیت کنونی به مقدار $E u_1(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t})$ بوجود می‌آید.
- از آنجایی‌که مصرف در دوره t+1 کاهش می‌یابد، پس‌انداز آتی افزایش می‌یابد. در حقیقت، نرخ رشد ناخالص ثروت در دوره t+2 به اندازه $\frac{w_{t+1}}{w_t}\frac{R^w_{t+1}}{w_t}$ کاهش خواهد یافت. این بدین معنی است که مصرف‌کننده کاهشی در مطلوبیت تنزیلی در دوره t+1 را (زیرا بستگی به رشد آتی ثروت $\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}$ دارد) را تجربه می‌کند که برابر است با $\beta E u_2\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\frac{R^w_{t+1}}{w_{t+1}}\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}$. مصرف‌کننده با برابر قرار دادن منافع نهایی انتظاری و هزینه‌های نهایی انتظاری، یا برابر قرار دادن منافع نهایی خالص انتظاری در دو دوره، مقدار مصرف در دوره t (c_t) را انتخاب می‌کند. این استدلال رابطه اویلر بر اساس پس‌انداز را نتیجه می‌دهد:

$$Eu_1\left(c_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right) - Eu_2\left(c_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right)\frac{R^w_{t+1}}{w_t} = \beta E u_1\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right) R^w_{t+1} - \beta E u_2\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\frac{R^w_{t+1}}{w_{t+1}}\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}} \qquad (۱۵)$$

عامل اقتصادی علاوه بر مسئله مصرف، تقاضای سهام نیز خواهد داشت. مصرف‌کننده تا جایی‌که بتواند مطلوبیت انتظاری‌اش را با انتقال ثروت از سهام به دارایی بدون ریسک، افزایش دهد، سبد دارایی‌اش را تعدیل می‌کند. در غیاب پس‌انداز ($u_2=0$)، رابطه اویلر بصورت زیر خواهد بود:

$$E\left(R_{t+1} - R^f_{t+1}\right)u_1\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۱۶)$$

با وجود پس‌انداز رابطه اویلر بصورت زیر خواهد بود[۱]:

۱. برای اثبات معادلات اویلر فوق به مقاله کوچرلاکوتا (۱۹۹۶) و درپر و همکاران (۲۰۱۳) مراجعه شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

$$E\left(R_{t+1}-R_{t+1}^{f}\right)\left[u_2\left(c_t,\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)+\beta u_1\left(c_{t+1},\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)-\beta u_2\left(c_{t+1},\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\frac{1}{w_{t+1}}\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right]=0 \quad (۱۷)$$

با افزایش سهم دارایی های ریسکی، بازده به اندازه $R_{t+1}-\mathrm{R}_{t+1}^{f}$ افزایش خواهد یافت. این باعث تسریع انباشت ثروت در دوره t و t+1 می‌شود که باعث افزایش مطلوبیت دوره t و کاهش مطلوبیت دوره t+1 می‌شود. برای مقایسه راحت‌تر با حالت استاندارد، می-توان رابطه (۱۷) را با استفاده از ترجیحات رابطه (۱۱) بصورت زیر نوشت:

$$E\left(R_{t+1}-R_{t+1}^{f}\right)\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}\left\{\theta\frac{C_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}}+\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[1-\theta\frac{C_{t+1}}{w_{t+1}}\right]\right\}=0 \quad (۱۸)$$

و اگر θ=0 باشد رابطه زیر برقرار است:

$$E\left(R_{t+1}-R_{t+1}^{f}\right)\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta}=0 \quad (۱۹)$$

در این مرحله از تحقیق پس از استخراج روابط اویلر بصورت فوق باید به تخمین روابط زیر پرداخت. (روابط اویلر زیر با استفاده از روش GMM تخمین زده می‌شود).

$$\frac{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[\theta\frac{C_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}}+\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta}\left(\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[1-\theta\frac{C_{t+1}}{w_{t+1}}\right]\right)R_{t+1}\right]}{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}}=1 \quad (۲۰)$$

$$\frac{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[\theta\frac{c_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}}+\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[1-\theta\frac{C_{t+1}}{w_{t+1}}\right]\right]R_{t+1}^{f}}{E\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)}}=1 \quad (۲۱)$$

٤. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

به منظور برآورد معادلات اویلر استخراج شده در بخش قبل و تخمین مقادیر عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ)، و بررسی معناداری آن‌ها، داده‌های مورد نظر از وبسایت بانک مرکزی استخراج شده است، داده‌های تحقیق بصورت فصلی و در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ می‌باشند. با توجه به اهمیت متغیرها و داده‌های مربوطه در هر تحقیق در زیر به توضیح متغیرهای استفاده شده در این تحقیق که شامل، پس‌انداز ملی، مصرف بخش خصوصی، بازده سهام و نرخ بازده دارایی بدون ریسک است همراه با رسم چند نمودار پرداخته شده است.

مفهوم پس‌انداز عبارت است از بخشی از درآمدهای افراد که خرج نشده است، اما در تحلیل اقتصاد کلان مفهوم صحیح پس‌انداز را باید از جریان دایره‌وار درآمد و تولید ملی فهمید. با توجه به اینکه هر درآمدی که ایجاد می‌شود از طرف دیگر به معنی تولید کالا و خدمات است، لذا خودداری از مصرف و خرج نکردن تمام درآمد به معنی مصرف نشدن بخشی از کالا و خدمات تولید شده نیز بوده و در واقع در مفهوم اقتصاد کلان، همین بخش از تولید مصرف نشده است که بیانگر پس‌انداز می‌باشد.

همان‌طور که پیشتر بیان شد، داده‌های استفاده شده در این تحقیق داده‌های فصلی است و از آنجایی‌که داده‌های فصلی متغیر پس‌انداز در آمارهای بانک مرکزی و مرکز آمار ارائه نمی‌شود، بهمین منظور حاصل‌جمع موجودی سرمایه (ماشین‌آلات و ساختمان)، تغییر در موجودی انبار، صادرات، واردات و خالص درآمد عوامل تولید از خارج بعنوان نماینده‌ای برای پس‌انداز در نظر گرفته شده است.

در سال‌های قبل از انقلاب (۵۶-۱۳۳۸) متوسط نرخ رشد اقتصادی ۱۲/۳ درصد و متوسط نرخ پس انداز در طی آن سال‌ها ۳۸/۸ درصد بوده، و در سال‌های بعد از انقلاب (۷۹-۱۳۵۷) متوسط رشد اقتصادی ۱/۷ درصد و نرخ پس انداز ۲۶/۹ درصد است. با

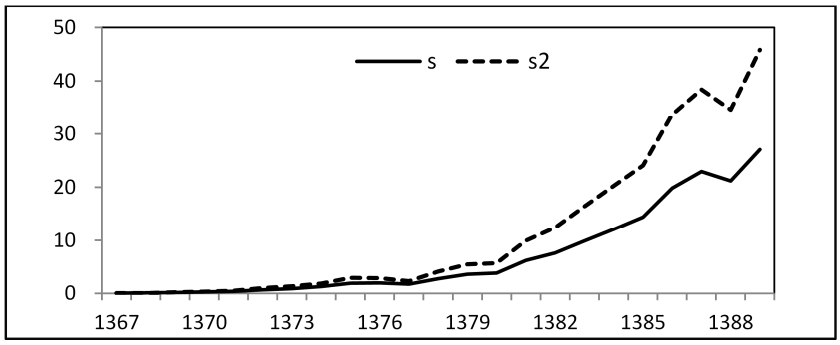
[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

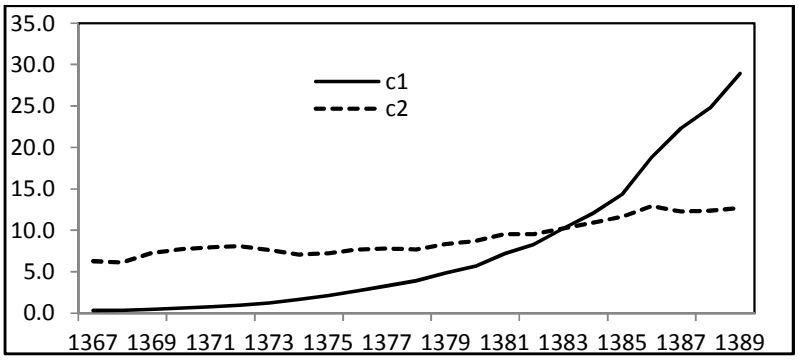
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

مقایسه این ارقام می‌توان فهمید که به علت کاهش متوسط رشد در بعد از انقلاب، متوسط نرخ پس‌انداز نیز نسبت به قبل از انقلاب کاهش یافته است. همچنین مشاهده می‌شود که در طی سال‌هایی که درآمدهای نفتی افزایش یافته، نه تنها رشد اقتصادی افزایش یافته بلکه پس-انداز ملی نیز افزایش داشته است. زیرا افزایش درآمدهای نفتی هم به بخش خصوصی و هم به دولت این امکان را می‌دهد تا بر نرخ پس‌انداز بیفزایند. نمودار ۱ روند پس‌انداز ملی سرانه (S2: پس‌انداز ناخالص ملی سرانه، S: پس انداز خالص ملی سرانه (پس‌انداز ناخالص منهای استهلاک سرمایه‌های ثابت) را در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ نشان می‌دهد، همانطور که نمودار نیز نشان می‌دهد روند تغییر پس‌انداز ملی سرانه، روند افزایشی داشته است.

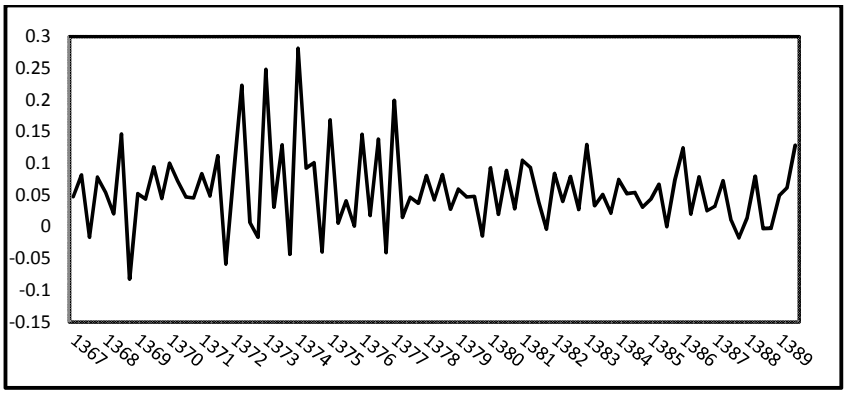


نمودار۱. تغییرات پس‌انداز ملی سرانه به قیمت‌های جاری در فاصله سال‌های ۱۳٦۷ تا ۱۳۸۹

برای متغیر مصرف از داده‌های فصلی مصرف حقیقی خانوارها استفاده شده است. نمودار شماره (۲) روند مصرف حقیقی و جاری سرانه در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ را به تصویر کشیده است.



نمودار۲. تغییرات مصرف حقیقی سرانه (C2) و مصرف جاری سرانه (C1) در فاصله سال‌های ۱۳٦۷ تا ۱۳۸۹



نمودار۳. نرخ رشد مصرف حقیقی بصورت فصلی در فاصله سال‌های ۱۳٦۷ تا ۱۳۸۹

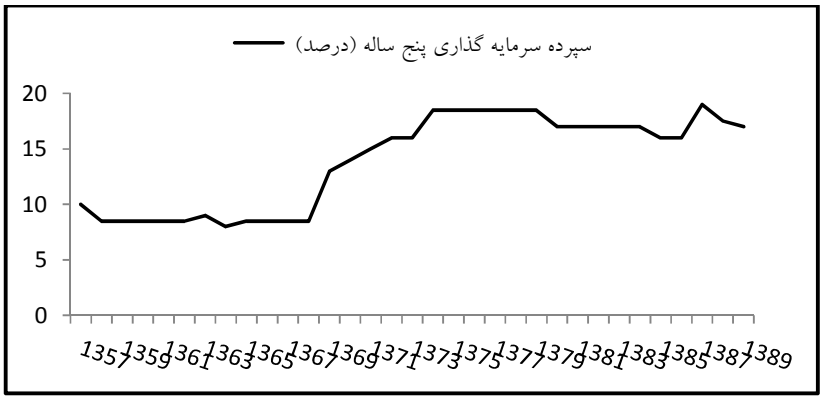
میانگین فصلی نرخ رشد مصرف در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ ۵/۷۸ درصد می‌باشد. علاوه بر این میانگین نرخ رشد مصرف (حقیقی) سالانه در فاصله سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۰ مقدار ۴/۳۶ درصد و میانگین نرخ رشد مصرف (جاری) سالانه در همان دوره ۲۴/۸۸ درصد می‌باشد. برای بدست آوردن بازده دارایی بدون ریسک، می‌توان از سپرده‌های سرمایه‌گذاری بانک‌ها استفاده کرد، در این مقاله برای نرخ بازده بدون ریسک (R_f) از سود سپرده‌های بلندمدت استفاده شده است. نمودار شماره (۴) نرخ بازده بدون ریسک را در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ به تصویر کشیده است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

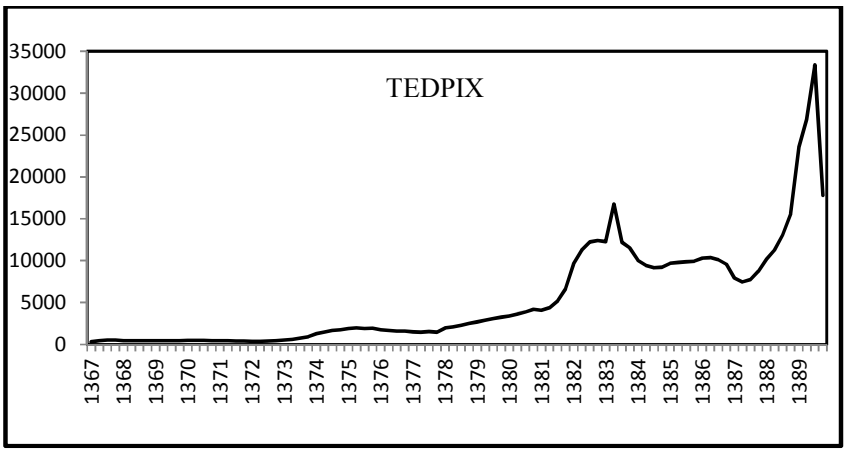
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

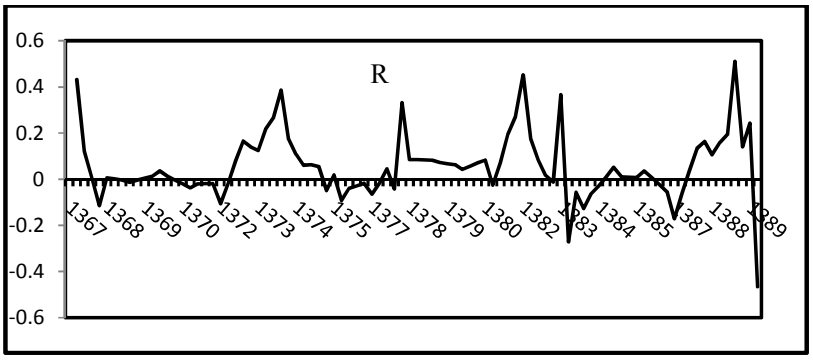


نمودار ٤. نرخ بازده بدون ریسک (سود سپرده سرمایه‌گذاری پنج ساله) در فاصله سال‌های ١٣٦٧ تا ١٣٨٩

داده‌های مربوط به نرخ بازده سهام با استفاده از رابطه $\frac{P_t-P_{t-1}}{P_t}$ محاسبه شده است که P: قیمت سهام می‌باشد. نمودار شماره ۵ و شماره ۶ به ترتیب روند شاخص قیمت سهام و روند بازده سهام را در بازه ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۹:۴ بصورت فصلی به تصویر کشیده است.



نمودار ۵. شاخص قیمت سهام در فاصله سال‌های ١٣٦٧ تا ١٣٨٩



نمودار ٦. بازده سهام در فاصله سال‌های ١٣٦٧ تا ١٣٨٩

متغیرهای مورد نیاز برای تخمین روابط ۲۰ و ۲۱ در جدول (۱) تعریف شده‌اند:

جدول ۱. تعریف متغیرهای مدل

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
C_{t+1}/C_t	نسبت مصرف دوره آتی نسبت به مصرف دوره کنونی	W_{t+1}/W_t	نسبت پس‌انداز دوره آتی نسبت به پس‌انداز دوره کنونی
W_{t+2}/W_{t+1}	نسبت پس‌انداز دو دوره بعدی نسبت به پس‌انداز دوره آتی	C_t/W_t	نسبت مصرف دوره جاری به پس‌اندازه دوره جاری
W_t/W_{t+1}	نسبت پس‌انداز دوره کنونی به پس‌انداز دوره آتی	C_{t+1}/W_{t+1}	نسبت مصرف دوره آتی نسبت به پس‌انداز دوره آتی
R_{t+1}	نرخ بازده سهام	R^f_{t+1}	نرخ بازده دارایی بدون ریسک

برای بدست آوردن متغیرهای جدول فوق از داده‌های مصرف بخش خصوصی، پس انداز ملی، نرخ بازده بدون ریسک (R_f) (سود سپرده‌های بلندمدت) و نرخ بازده سهام که در قبل اشاره شد استفاده می‌شود. همان‌طور که پیشتر نیز اشاره شد، داده‌های مربوط به مصرف بخش خصوصی، بصورت فصلی از وبسایت بانک مرکزی و مربوط به هزینه‌های مصرف بخش خصوصی و به صورت داده‌های حقیقی می‌باشد (به قیمت‌های ثابت). داده-های مربوط به پس‌انداز نیز، مربوط به متغیر پس‌انداز ملی و به صورت داده‌های حقیقی (قیمت ثابت) است. برای بدست آوردن نرخ بازده بدون ریسک، درصد سود سپرده سرمایه‌گذاری ۵ ساله مورد استفاده قرار گرفته است. نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

ساله در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ بین ۸ تا ۱۹ درصد نوسان داشته است که در سال-های پایانی دوره ۱۷ و ۱۷/۵ درصد بوده است.

۵. برآورد مدل‌ها

معادلات اویلر استخراج شده در بخش سوم (روابط ۲۰ و ۲۱)، توابعی غیرخطی از پارامترها هستند. برای تخمین این پارامترهای ساختاری از روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. برای تخمین مدل CCAPM غیرخطی اولین بار روش GMM توسط هانسن[1] (۱۹۸۲)، هانسن و سینگلتون[2] (۱۹۸۲) ارائه گردید. مزیت این روش نسبت به روش‌های پیشین این است که در این تکنیک می‌توان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. علاوه بر این، از آنجا که در روش مذکور، از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود لذا این امر باعث می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری به عمل آید. و در نهایت اینکه این روش اجازه می‌دهد که خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلال وجود داشته باشد، این موضوع برای پژوهش حاضر بسیار حائز اهمیت است چرا که اغلب سری‌های زمانی از جمله مصرف دارای خودهمبستگی قوی هستند.

هدف روش GMM تولید خانواده‌ای از شروط گشتاوری است بطوری‌که بتوان با استفاده از شروط گشتاوری مناسب، تابع معیار مربعی را ایجاد کرد و تخمین‌زننده‌ها می‌بایست این تابع معیار را حداقل نمایند. تابع معیار به‌گونه‌ای ساخته می‌شود که تخمین زننده‌های GMM بطور مجانبی نرمال و دارای ماتریس کواریانس مجانبی است که می‌توان آن را به طور سازگاری برآورد کرد. زمانی که پارامترها ناشناخته باشند برای یک محقق شروط گشتاوری زیادی برای استفاده در تخمین در دسترس است این محدودیت‌های بیش از حد معین، می‌تواند بوسیله تست- J ارائه شده توسط هانسن مورد آزمون قرار گیرد تا اینکه بتوان پی برد که آیا این شروط گشتاوری اضافی به درستی تصریح شده‌اند یا خیر[3]؟

1. Hansen

2 .Hansen and Singleton

۳. جزئیات روش GMM به همراه روابط ریاضی در منبع شماره ۱۷ (هانسن ۱۹۸۲) قابل مشاهده می باشد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

هر چند روش GMM نیاز به فروض زیادی در مورد داده‌های تحقیق ندارد اما بررسی ساکن‌پذیری متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ساکن پذیری داده‌ها داریم. در این قسمت، آزمون ریشه واحد بر متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۲) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه H_0 یعنی وجود ریشه واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرهای مدل

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C_{t+1}/C_t	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۲۳	-۸/۰٤
W_{t+1}/W_t	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۲٤	-۹/۲۳
W_{t+2}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۹۲	-۸/۹۲
C_{t+1}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۸۱	-۸/۸۲
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۵۰	-۹/٤۵
C_t/W_t	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۷	-۸/۷۳
W_t/W_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۸٤	-۸/۸۷
R^f_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۵٦	-۷/۰۵
C_{t+1}/C_t	با عرض از مبدأ	-۷/۸۱	-۷/۵٤
W_{t+1}/W_t	با عرض از مبدأ	-۹/۳۰	-۹/۳۰
W_{t+2}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۸/۹۷	-۸/۹۷
C_{t+1}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۸/۱۹	-۸/۲۱
R_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۹/۵٤	-۹/۵٤
C_t/W_t	با عرض از مبدأ	-۸/۰۵	-۸/۰۷
W_t/W_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۸/۸۹	-۸/۹۳
R^f_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۷/۷۸	-۷/٦۵

*مقادیر بحرانی جدول مک کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-

**تعاریف متغیرها در جدول ۱ بیان شده است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

برای استفاده از روش GMM نیاز به استفاده از متغیرهای ابزاری داریم. برای انتخاب متغیرهای ابزاری باید به دو نکته مهم توجه کرد:

متغیرهای ابزاری بیشتر به معنی مطلوب‌تر بودن تخمین نیست.

متغیرهای ابزاری باید بر طبق توانایی‌شان در تخمین و تشخیص شرایط انتخاب شوند.

جدول (۳) متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل CCAPM را نشان می‌دهد:

جدول ۳. متغیرهای ابزاری استفاده شده در تخمین مدل CCAPM

نام متغیر	توضیح
R(-2)	بازده سهام دو دوره قبل
RH(-1)	بازده مسکن یک دوره قبل (نرخ رشد شاخص قیمت مسکن)
TEDPIX	شاخص قیمت سهام
Exch(-1)	نرخ ارز دوره قبل
IH(-1)	سرمایه‌گذاری در مسکن دوره قبل (سرمایه‌گذاری در مسکن مناطق شهری)
TEDPIX(-1)	شاخص قیمت سهام یک دوره قبل

گزینه‌های مختلف متغیرهای ابزاری برای تخمین مدل SCCAPM در جدول (۴) نشان داده شده است. در این جدول ابتدا ۴ متغیر ابزاری مورد بررسی قرار گرفته است. یک ضریب ثابت K، متغیر رشد مصرف سرانه، و شاخص بازده سهام دوره کنونی و شاخص بازده سهام دو دوره قبل. در گزینه‌های بعدی متغیرهای دیگری را به عنوان ابزار اضافه می‌کنیم، اگر اضافه کردن متغیر ابزاری جدید اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد، این متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد ولی اگر اضافه کردن متغیر ابزاری باعث هم‌خطی بین متغیرهای ابزاری، خطای مدل، بدتر کردن شرایط تخمین مدل یا تخمین نتایج گوشه‌ای برای پارامترها، متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

جدول ٤. گزینه‌های مختلف متغیرهای ابزاری مدل

گزینه	بردار متغیرهای ابزاری
۱	$Z = [K, C_{t+1}/C_t, R_t, R_{t-2}]$
۲	$Z = [K, C_t/C_{t+1}, W_{t-1}/W_{t-2}, R_t]$
۳	$Z = [K, C_t/C_{t+1}, C_{t-1}/C_{t-2}, W_{t-1}/W_{t-2}, R_t]$
٤	$Z = [K, C_t/C_{t+1}, C_{t-1}/C_{t-2}, W_t/W_{t+1}, W_{t-1}/W_{t-2}, R_t]$
٥	$Z = \left[K, C_t/C_{t+1}, C_{t-1}/C_{t-2}, W_t/W_{t+1}, W_{t-1}/W_{t-2}, R_t, R_t^g\right]$

تعاریف متغیرها در جدول ۱ بیان شده است.

نتایج تخمین[۱] مدل CCAPM در جدول (۵) و مدل SCCAPM در جدول (۶) نشان داده شده است. سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون J که توسط هانسن (۱۹۸۲) ارائه شده است انجام پذیرد. تست ژهانسن برای محدودیت های بیش از حد معین ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه ای را اندازه‌گیری کند و بصورت زیر قابل بیان است:

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \rightarrow \chi^2(r-l)$$

که Θ_{GMM} مقداری است که تابع زیان را حداقل می‌سازد. تحت فرضیه صفر $E[h(x_t; \Theta_{GMM}, Z_t)] = 0$

آماره آزمون دارای توزیع مجانبی خی- دو با (r-l) درجه آزادی می‌باشد. متعاقبا هانسن و جاناتان [۱۷] بیان کردند که اگر تعداد مشاهدات کم باشد این آزمون مدل‌های درست را به تناوب رد می‌کند. آن‌ها پیشنهاد دادند که معیار بر اساس r درجه آزادی باشد. در اینجا n تعداد مشاهدات، J، آماره J از خروجی نرم افزار اقتصادسنجی Eviews 8، r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت های تعامدی یا شروط گشتاوری) و l نیز تعداد پارامترهای مدل است.

۱. تخمین‌ها با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار Eviews 8 انجام گرفته است، خوانندگان محترم در صورت علاقمندی با ایمیل به نویسنده مسئول برنامه مورد نظر را دریافت نمایند.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

جدول ۵. نتایج تخمین مدل CCAPM

مدل	نتایج تخمین با روش GMM		Jآماره آزمون	احتمال آماره Jآزمون
	β	η		p-Value
CCAPM	۰/۹۰۲ (٦/٦٤)	١٤/٧٤٢ (٢/٢٦)	١٨/٧٢	۰/۰۱<

منبع: یافته‌های تحقیق- اعداد داخل پرانتز (آماره t)

در جدول (۶) گزینه ۱ و۲ و ۳ با آزمون J از محدودیت‌های شناسایی بیش از حد مدل-های GMM رد می‌شوند. این بدین معنی است که در این حالات شرایط شناسایی در مدل GMM برآورده نشده است و بنابراین این نتایج نمی‌تواند مورد اعتماد قرار گیرد.

جدول ٦. نتایج تخمین مدل GMM

گزینه	GMM نتایج تخمین با روش			Jآماره آزمون	احتمال آماره Jآزمون
	β	η	θ		p-Value
۱	۰/۹۱	۳/۵۲	۰/۲۳	۱/۰٤	۰/۰۳
۲	۰/۵۲	۲/۳۰	۰/۰۱۲	۰/۹۹	۰/۱۱
۳	۰/٦۹	۳/۸۹	۰/۱۵	۰/۹۲	۰/۲۱
٤	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۰٤	۰/۰۱<
۵	۰/۸۹	۰/۳۳	۰/۱٦	۰/۰٦	۰/۰۱<

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۷. نتایج بررسی آزمون J – هانسن

گزینه	آماره آزمون J	J*=nJ	مقدار آماره خی-دو جدول در سطح ۵٪	تصمیم‌گیری
۱	۱/۰٤	۱/۰٤×۹۲=۹۵/٦۸	$\chi^2(1) = 3.841$	عدم رد فرض صفر
۲	۰/۹۹	۹۲×۰/۹۹=۹۱/۰۸	$\chi^2(1) = 3.841$	عدم رد فرض صفر
۳	۰/۱۲	۹۲×۰/۱۲=۱۱/۰٤٤	$\chi^2(2) = 5.991$	عدم رد فرض صفر
٤	۰/۰٤	۹۲×۰/۰٤=۳/٦۸	$\chi^2(3) = 7.815$	رد فرض صفر
۵	۰/۰٦	۹۲×٦/۰٦=۵/۵۲	$\chi^2(4) = 9.488$	رد فرض صفر
مدل CCAPM	۱۸/۷۲	۹۲×۱۸/۷۲=۱۷۲۲	$\chi^2(3) = 7.815$	رد فرض صفر

منبع: یافته‌های محقق

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

در گزینه ۴ تخمین پارامترها به ترتیب برای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) برابر ۰/۲۱، ۰/۲۳ و ۰/۲۱ می‌باشند. مقدار ۰/۲۱ برای پارامتر θ بدین معنی است که ترجیحات برای پس‌انداز معنادار است اما مقدار بالایی ندارد. شاید بتوان بدین صورت این عدد را تفسیر کرد که افراد تمایل زیادی به پس‌انداز ندارند و پس‌انداز زیادی توسط آن‌ها صورت نمی‌گیرد. در عین حال، باید گفت مقدار θ کوچک بدین معنی نخواهد بود که پس‌اندازها اثر ناچیزی بر مطلوبیت دارند چرا که θ نشان‌دهنده کشش مطلوبیت نسبت به نرخ پس انداز ناخالص است نه پس انداز مستقیم. اگر از روش کلستروم و میرمن[1] استفاده کنیم ، می‌توان ریسک گریزی نسبی را بدست آورد ($\Gamma = 1 - (1-\eta)(1+\theta) = 0.06$)، مقدار مثبت برای ریسک‌گریزی نسبی بدین معنی است که عاملان اقتصادی ریسک‌گریز هستند. هر چند آماره J و آماره t در این گزینه در محدوده‌های قابل قبولی قرار دارند ولی از آنجایی‌که مقدار تخمینی پارامتر β کمتر از حد قابل قبول (برای عامل تنزیل تصادفی مقادیر بیشتر از ۰/۷ در نظر گرفته می‌شود) است این گزینه نیز رد خواهد شد.

در گزینه ۵ تخمین پارامترها به ترتیب برای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) برابر۰/۸۹، ۰/۳۳ و ۰/۱۶ می‌باشند. در اینجا نیز مقدار ۰/۱۶ برای پارامتر θ بدین معنی است که ترجیحات برای پس‌انداز معنادار است اما مقدار بالایی ندارد. ریسک‌گریزی نسبی در این حالت برابر۰/۲۲ خواهد بود که نسبت به حالت قبل مقدار بیشتری به خود گرفته است.

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله پس از معرفی مبانی نظری مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM) به برآورد معادلات اویلر مربوط به این مدل‌ها پرداخته شد. نتایج تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد مقدار تخمینی برای پارامتر نرخ تنزیل ذهنی زمان (β) برای مصرف‌کنندگان در هر دو مدل بالاتر از ۰/۸۰

1. Khilstrom & Mirman

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

است. این نتیجه حاکی از بالا بودن نرخ تنزیل ذهنی زمان است بالا بودن نرخ تنزیل بدین معنی است که عوامل اقتصادی ترجیح زیادی برای انتقال مصرف آتی به دوره کنونی ندارند بعبارتی عوامل اقتصادی شکیبا هستند و مطلوبیت ناشی از مصارف دوره‌های آتی بسیار حائز اهمیت است. بعبارتی عوامل اقتصادی تمایل به پس‌انداز نیز دارند و بهمین دلیل می‌توان با ایجاد بازارهای مالی مطمئن، مازاد مصرف یا همان پس‌انداز را وارد این بازارها نمود و به رونق هرچه بیشتر این بازارها کمک کرد. بنابراین لازم است متولیان امور اقتصادی کشور و سیاست‌گذاران پولی و مالی کشور از جمله وزارت اقتصاد و دارایی، وزارت صنعت و معدن، بانک مرکزی و سازمان بورس، با اعمال سیاست‌های صحیح پولی و مالی و شفاف‌سازی‌های مناسب نااطمینانی‌های موجود در بازارهای مختلف اقتصادی از جمله بازار کالا، پول، بورس و ارز را کاهش دهند تا خانوارها در شرایط باثبات و مناسب‌تر عمل کرده و ضمن تنظیم برنامه مصرف خود، در سایر بازارها نیز فعالیت و مشارکت گسترده‌تر و منطقی داشته و از این طریق بتوانند به رسیدن به نقاط تعادلی در بازارهای مختلف اقتصادی و رشد متوازن اقتصاد کمک نمایند.

نتایج تخمین مدل SCCAPM نشان می‌دهد که ترجیحات برای پس‌انداز از لحاظ آماری و اقتصادی معنادار است و ریسک‌گریزی نسبی در دو حالت مختلف (دو گزینه با توجه به متغیرهای ابزاری مختلف) برابر ۰/۰۶ و ۰/۲۲ است. در حالت ریسک گریزی نسبی برابر ۰/۰۶ متغیرهای ابزاری مسئله شامل جزء ثابت، رشد مصرف سرانه، بازده سهام دوره کنونی و بازده سهام دو دوره قبل می‌باشد. در حالت ریسک گریزی ۰/۲۲ متغیرهای ابزاری مسئله شامل جزء ثابت، رشد مصرف سرانه، نسبت مصرف سرانه دوره قبل به مصرف سرانه دو دوره قبل، نسبت پس‌انداز دوره قبل به پس‌انداز دو دوره قبل و بازده سهام دوره کنونی می‌باشد. با توجه به معناداری پارامترهای تخمین زده شده می‌توان نتیجه گرفت که وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت از لحاظ اقتصادی و آماری معنادار است و به بهبود مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها کمک می‌کند. علاوه بر این با توجه به اینکه در پژوهش حاضر مدل CCAPM در توضیح بازده سهام بازار بورس موفق عمل کرد می‌توان نتیجه

گرفت ورود متغیرهای کلان اقتصادی همچون مخارج مصرفی بخش خصوصی به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، تخمین‌های معنی‌داری حاصل کند و عملکرد مدل را افزایش دهد. بنابراین توصیه می‌شود در مدل‌سازی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به متغیرهای کلان اقتصادی توجه ویژه‌ای شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

منابع و مآخذ

- Asprem, M. (1989). Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in 10 European countries. *Journal of Banking and Finance*, 13, 89 -612.
- Auer, B.R. (2013). Can habit formation under complete market integration explain the cross-section of international equity risk premia? *Review of Financial Economics*, 22, 61-67.
- Bach, C., & Moller, S. (2011). Habit-based asset pricing with limited participation consumption, *Journal of Banking & Finance*. 35, 2891–2901
- Breeden, D. T. (1979). An inter temporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
- Campbell, J. Y. (1993). Inter temporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review*, 83, 487-512.
- Campbell, J. Y. (1996). Consumption and the stock market: Interpreting international experience. *Swedish Economic Policy Review*, 3,251-299.
- Chen, Ming-Hsiang. (2003). Risk and return: CAPM and CCAPM, *Journal of Economic and Finance*. 4, 369-393.
- Cochrane, J.H. (2005). Asset pricing. Princeton, NJ: Princeton university press.
- Cumby, R. E. (1990). Consumption risk and international equity returns: Some empirical evidence. Journal of International Money and Finance. 9, 182-192.
- Dreyer, J. K. Schneider, J. Smith , W. (2013). Saving-based asset-pricing. *Journal of Banking & Finance* 37, 3704–3715.
- Epstein, L. G . Zin, S. E. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. Journal of Political Economy, 99, 263-286.
- Fung, K. T,& Lau, C.K ,& Chan, K. H. (2014). The conditional equity premium, cross-sectional returns and stochastic volatility. *Journal of Economic Modeling*, 38, 316- 327.
- 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]

- Hamori, S. (1992). Test of C-CAPM for Japan: 1980–1988. *Economics Letters*. 38, 67-72.
- Hansen, L. P.&. Singleton, K. J. (1982) Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*. 50, 1269-1286.
- Hansen, L.P. (1982). Large Sample properties of Generalized Method of Moments Estimators. Econometrica. 50, 1029- 1054
- Hansen, L. P.& Jagannathan, R. (1991).Restrictions on Inter temporal Marginal Rates of Substitution Implied by Asset Returns. *Journal of Political Economy*. 99, 225-262.
- Huang, L. &Wu, J. & Zhang, R. (2014). Exchange risk and asset returns: A theoretical and empirical study of an open economy asset pricing model , *Emerging Markets Review*. 21, 96–116
- Ito, M. & Noda, A. (2011).CCAPM with Time-Varing Parameters: some Evidence from japan. *Keio Economics Society Disccussion Paper Series*. KESDP 11-4.
- Kang, J. & Tong S.K. & Changjun L & Byoung-Kyu M.J.(2011). Macroeconomic risk and the cross-section of stock returns. *Journal of Banking & Finance* ,35, 3158–3173.
- Karagyozova, T. (2007). Asset Pricing with Heterogeneous Agents Incomplete Markets and Trading Constraints. *Department of Economics Working Paper Series*, working paper 2007-46.
- Kim, J. (2012). Evaluating time-series restrictions for cross-sections of expected returns: Multifactor CCAPMs. *Pacific-Basin Finance Journal*. 20, 688–706.
- Kim, K. H. (2014). Counter-cyclical Risk Aversion. *Journal of Empirical Finance*. 29(C): 384-401
- Kocher lakota, Narayana R. (1996). The equity premium: It's still a puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, 42-71.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics,* 47, 13-37.
- Lucas, R. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46, 1429-1445.

- Mankiw, N. G. &Shapiro, M.D. (1986). Risk and return: Consumption beta versus market beta. *Review of Economics and Statistics*, 68, 452-459.
- Mankiw, N. G. & Zeldes, S. P. (1991).The consumption of stockholders and non stock holders. *Journal of Financial Economics*. 29, 97-112.
- Mehra, R. & Edward P. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*. 15, 145-161.
- Márquez, E.& Nieto, B.& Rubio, G. (2014). Stock returns with consumption and illiquidity risks. *International Review of Economics and Finance*. 29, 57–74.
- Sharpe, W. F. Capital asset prices. (1964). A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19, 425-442.
- Xiao, Y. & Faff , R. & Gharghori, j & Min, P.& Byoung, K. (2013) Pricing innovations in consumption growth: A re-evaluation of the recursive utility model. *Journal of Banking & Finance,* 37, 4465–4475

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.5.9]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.7]