تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۳۹۴-۳۶۹

تخمین، ارزیابی و مقایسه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها براساس مصرف و اجزاء آن با استفاده از روش GMM و تابع HJ

محمدنبی شهیکی تاش[۱]، سپهر محمدزاده*[۲]، رضا روشن[۳]

۱. دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۲. دکتری اقتصاد مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان، az.mohammadzadeh@gmail.com

۳. استادیار دانشگاه خلیج فارس بوشهر، بوشهر، re_roshan@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

یکی از موضوعات مهم در اقتصاد مالی، توجه به ریسک و رابطه آن با بازده است. یکی از روش‌های بررسی رابطه بین ریسک و بازده، استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. از این‌رو این مقاله به بررسی این موضوع پرداخته و با استفاده از تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری‌های دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، رابطه بین بازده و ریسک در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نموده است. این تعدیلات شامل تغییراتی در تابع مطلوبیت کلاسیک است. با وارد کردن متغیرهای جدید به تابع مطلوبیت و دنبال کردن فرایند بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کننده و ساخت روابط اویلر مربوطه، مدل‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شده‌اند. در این راستا چهار مدل CCAPM، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس شکل‌گیری عادات، مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفته‌اند. معناداری پارامتر میل به پس‌انداز در مدل SCCAPM بدین معنی است که ورود پس‌انداز به تابع مطلوبیت معنادار است. نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد پس‌انداز، مخارج مصرفی و اجزاء آن در توضیح بازده سهام در دوره ۹۱-۱۳۶۷ موفق بوده‌اند. علاوه بر این نتایج مقایسه عملکرد مدل‌ها با استفاده از معیار هنسن- جاناتان (HJ) نشان می‌دهد که کاراترین مدل در توضیح بازده سهام مدل SCCAPM است.

طبقه‌بندی JEL: G11، G12، G19

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، شکل‌گیری عادات، قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، روش GMM

---

*. نویسنده‌ی مسئول، ۰۹۱۵۰۳۵۱۱۵۴

۱. مقدمه

یکی از مؤثرترین عوامل در توسعه‌ی اقتصادی هرکشور، عملکرد بازار سرمایه یآن کشور است. بورس اوراق بهادار به‌عنوان نماد بازار سرمایه، تأثیرپذیری زیادی از تغییر چرخه‌های اقتصادی دارد. این تأثیر بر متغیرهای اصلی این بازار هم‌چون بازده دارایی‌های مختلف مشهود است. به‌عبارتی بازده دارایی‌های مالی مختلف تحت تأثیر ریسک‌های مختلفی قرار دارد. اصولاً توجه به عامل ریسک، رابطه‌ی بین ریسک و بازده مورد انتظار و ارائه یک مدل مناسب جهت نمایش این رابطه، موضوع مهمی است که همواره مورد توجه دانشمندان حوزه‌ی اقتصاد مالی بوده است و این رابطه یکی از جذاب‌ترین موضوعاتی است که مباحث تفسیری زیادی را در حوزه‌ی تحقیقات مالی و اقتصادی مطرح کرده است و کشف این رابطه‌ها می‌تواند برای سیاست‌گذاران مالی و اقتصادی حائز اهمیت باشد. یکی از بهترین روش‌های بررسی رابطه‌ی بین بازده و ریسک استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایست. همچنین با مروری اجمالی بر ادبیات مالی مشخص می‌شود که یکی از مهم‌ترین اهداف علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌هاست، بنابراین قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از دو سو دارای اهمیت خاصی می‌باشد. از یک‌سو مبحث قیمت‌گذاری اوراق بهادار مطرح است و از سویی دیگر بررسی رابطه‌ی بین بازده و ریسک (سایر متغیرهای اثر گذار بر بازده اوراق بهادار) از مهم‌ترین مسائل فراروی سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه می‌باشد. بدین جهت پژوهشگران علاقمند هستند ضمن قیمت‌گذاری دقیق سهام به پیش‌بینی بازده مورد انتظار خود بپردازند.

یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی که بر بازده سهام اثرگذار است متغیر مخارج مصرفی است. ورود این متغیر (مخارج مصرفی) به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تقریباً پس از گذشت دو دهه از معرفی مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM) آغاز شده است. از جمله مدل‌های تعدیل یافته مبتنی بر مدل CAPM، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[2] (CCAPM) است که توسط بریدن[3] (۱۹۷۸) ارائه شده است. در این مدل همان‌طور که بیان شده است متغیر مخارج مصرفی به‌عنوان عامل ریسک وارد مدل‌سازی می‌شود. در این مدل، بازده مورد انتظار سهام با کواریانس بازده سهام و مصرف (ضریب این وابستگی بتای مصرف

1. Capital Asset Pricing Model
2. Consumption Capital Asset Pricing
3. Breeden

نام دارد) تغییر می‌کند. ولی مدل CCAPM نیز در مطالعات بعدی همراه با انتقاداتی بوده است. یکی از این انتقادات، ایجاد معمای صرف سهام[1] می‌باشد. با توجه به انتقادات وارد بر مدل CCAPM، در مطالعات بعدی تعدیلاتی در این مدل انجام گرفته است. این تعدیلات شامل ورود متغیرهای جدید به مدل‌های قیمت‌گذاری پایه می‌باشد. از جمله‌ی این متغیرها می‌توان به مخارج مصرفی بخش مسکن، متغیر پس‌انداز و شکل‌گیری عادات مصرفی اشاره کرد. با توجه به معناداری این مدل‌ها در بیشتر اقتصادها، متاسفانه تاکنون در داخل کشور، مطالعه‌ای در این زمینه انجام نشده است و بیشتر مطالعات مربوط به قیمت‌گذاری دارایی‌ها، معطوف به مدل‌های پایه بوده و روش برآورد آن‌ها نیز روش‌های خطی می‌باشد. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع و مطالعات اندک در این زمینه، این مقاله درصدد است تا به بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در اقتصاد ایران بپردازد و با استفاده از تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری‌های دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) رابطه‌ی بین بازده و ریسک در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کند، مدل‌های مورد بررسی در این مقاله مدل CCAPM پایه بهمراه ۳ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز[2] (SCCAPM)، قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر شکل‌گیری عادات[3] مدل و قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن[4] (HCCAPM) است. پس از تخمین مدل‌های فوق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته[5] (GMM)، به منظور مقایسه‌ی عملکرد این مدل‌ها، از تابع فاصله‌ی هنسن- جاناتان[6] (HJ) استفاده شده است. معیار HJ، معیاری است که توسط هنسن و جاناتان (۱۹۹۷) به منظور مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها معرفی شده است.

این مقاله به این صورت سازمان‌دهی شده است که پس از مقدمه، بخش دوم این مقاله، به مروری بر مطالعات گذشته در این زمینه اختصاص داده شده است. مبانی نظری مدل، شامل چگونگی ورود متغیرهایی همچون پس‌انداز به تابع مطلوبیت و مدل‌سازی در رابطه با ارتباط بازده و عوامل مؤثر بر بازده دارایی‌ها در بخش سوم ارائه خواهد شد. در ادامه و در بخش چهارم، نتایج برآورد مدل‌ها با استفاده از روش

1. Equity Premium Puzzle
2. Saving-Based Asset Pricing
3. Habit Formation model
4. Housing-augmented two-good version of CCAPM
5. Generalized Method of Moments
6. Hansen-jagnnathan

گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) آمده ست علاوه بر این نتایج مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با روش فاصله HJ، گزارش شده است. در نهایت بخش آخر این مقاله، نتیجه‌گیری و ارائه نتایج حاصل از این پژوهش خواهد بود.

۲. پیشینه‌ی پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، در سال ۱۹۷۸ توسط لوکاس و بریدن[۱] تبیین شده است. 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 سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف را ارائه داده‌اند. آن‌ها مدل خود را با عامل مصرف‌کننده‌ای که تابع مطلوبیتش دارای ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت بود، تشریح کرده‌اند.

پس از آن مانکیو و شاپیرو[۲] (۱۹۸۶)، با ادعای این که 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 باید به دو دلیل در زمینه‌ی تئوریکی ترجیح داده شود، اول این که این بتا ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پرتفوی را ترکیب می‌کند. دوم این که، هم زمان شکل‌های دیگری از ثروت که فراتر از بازار سهام بوده و اصولاً مربوط به‌اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک اند را به صورت یکجا در نظر می‌گیرد. مانکیو و شاپیرو، بر اساس این اصل که دارایی با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازده‌ی متوسط بالاتری را ارائه دهد و با استفاده از اطلاعات بازار ایالات متحده و شاخص مصرف سرانه، بررسی کرده‌اند که آیا سهامی که بتای بازار و مصرف بالاتری دارند، بازدهی بیشتری را ارائه می‌دهند. آن‌ها دریافتند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای سنتی، در مقایسه با مدل CCAPM لوکاس، که تابع استاندارد مطلوبیت را با قدرت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر می‌گیرد، بازده‌ی اضافی را بهتر محاسبه می‌کند.

کوچرلاکوتا[۳] (۱۹۹۶)، نشان داده‌اند که CCAPM، به دلیل نقش جدایی‌ناپذیری که در اقتصاد کلان پیشرفته و اقتصاد بین الملل ایفا می‌کند، در عالم واقع مهم‌تر از CAPM

7. Lucas & Breeden
8. Mankiw&Shapiro
3. Kocherlakota

است. افزون بر یافته‌های هنسن و سینگلتون[1] (۱۹۸۲)، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، مانکیو و زلدز[2] (۱۹۹۱) وکمپبل[3] (۱۹۹۳) و (۱۹۹۶) و ادبیات موجود در زمینه‌ی CCAPM نشان می‌دهد که CCAPM استاندارد لوکاس توانسته است بازده دارایی‌ها را در ایالات متحده آمریکا تبیین کند. افزون بر آن، کامبی[4] (۱۹۹۰) نیز نشان داده است که این مدل می‌تواند در بازار بین المللی سهام نیز تبیین کننده باشد.

شاید بتوان سرآغاز ورود متغیر مسکن به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را مطالعه‌ی لوستیگ و ون نیووربورگ[5] (۲۰۰۵) دانست. نویسندگان مذکور در پژوهشی به مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته‌اند که در آن وثیقه‌ی مسکن به مدل‌های پایه‌ی قیمت‌گذاری دارایی افزوده شده است. نویسندگان در این تحقیق اشاره می‌کنند که در یک مدل با وثیقه مسکن، یک کاهش در قیمت مسکن ارزش وثیقه را کاهش و ریسک خانوار را افزایش می‌دهد. این مکانیسم وثیقه می‌تواند برای توضیح تغییرات مقطعی صرف سهام به کار برده شود. نویسندگان با به کار بردن این مدل برای داده‌های ۱۹۶۸ تا ۱۹۹۲ آمریکا به این نتیجه می‌رسند که این مدل قدرت توضیح‌دهندگی قابل قبولی برای بازده سهام دارد.

هر چند لوستیگ و ون نیووربورگ (۲۰۰۵) بحث مسکن را به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی وارد کرده‌اند، ولی در ادبیات مالی وارد کردن مخارج مصرفی مربوط به مسکن به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با کار پیازسی و همکاران[6] (۲۰۰۷) شناخته می‌شود، به‌طوری که مدل استفاده شده توسط این نویسندگان با عنوان مدل H-CCAPM در ادبیات مالی مشهور شده است. پیازسی و همکاران (۲۰۰۷)، برای بهبود عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی استاندارد، بخش مسکن را به این مدل‌ها وارد کردند تا علاوه بر افزایش قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها برای بازده سهام به توضیح معماهایی همچون صرف ریسک سهام نیز کمک کرده باشند. در مدل این نویسندگان مطلوبیت خانوار از دو بخش استخراج می‌شود؛ بخش اول مخارج مصرفی مسکن و بخش دوم سایر مخارج مصرفی خانوار می‌باشد. نکته حائز اهمیت در این تحقیق این است که مسکن هم به‌عنوان یک کالای مصرفی و هم به‌عنوان یک

1. Hansen & Singleton
2. Mankiw & Zeldes
3. Campbell
4. Cumby
5. Lustig and Van Nieuwerburgh
6. Piazzesi et al.

دارایی در مدل وارد شده است. با تخمین مدل‌ها با روش GMM و با استفاده از داده‌های دو دوره‌ی ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۱ و ۱۹۳۶ تا ۲۰۰۱، نویسندگان به این نتیجه می‌رسند که وارد کردن مسکن به مدل CCAPM پایه‌ی عملکرد آن را بهبود می‌بخشد و سهم مسکن در مخارج مصرفی خانوارها عامل پیش‌بینی‌کننده خوبی برای بازده سهام است.

دیویس و مارتین[1] (۲۰۰۹)، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ اقتصاد آمریکا، به بررسی صرف سهام و بازده سهام پرداخته‌اند. نویسندگان در مقاله‌ای با عنوان «مسکن، تولید خانه، سهام و مقدار معمای صرف»، به آزمون مدل عامل نماینده با وجود بخش مسکن پرداخته‌اند. برای بخش مسکن در این مقاله از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده شده است که در آن سرمایه و نیروی کار و تکنولوژی دخیل هستند. این تابع تولید در دو بخش مورد بررسی قرار گرفته است که در بخش اول سهم نیروی کار در تولید مسکن، صفر در نظر گرفته شده است و در بخش دوم سهم نیروی کار در تولید مسکن، بزرگ‌تر از صفر است. نویسندگان پس از تخمین مدل با روش GMM به این نتیجه رسیده‌اند که صرف سهام به‌دست آمده توسط پارامترهای به‌دست آمده از تخمین مدل، با مقدار صرف سهام مشاهده شده در دنیای واقعی مطابقتی ندارد.

بچ و مولر[2] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ی خود، مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف با شکل‌گیری عادات و مشارکت محدود مصرف را تخمین زده‌اند. بررسی آن‌ها بر اساس نمونه‌ای از خانوارهای آمریکایی انجام گرفته است که در این نمونه دو گروه وجود داشته‌اند: گروهی که سهام نگهداری می‌کنند و گروهی که سهام نگهداری نمی‌کنند. این‌طور نشان داده شده است که مصرف کسانی که سهام نگهداری می‌کنند دارای عملکرد بالاتری از کسانی است که سهام نگهداری نمی‌کنند. همچنین مشخص شده است که نوسان بالای مصرف دارندگان سهام مدل را قادر می‌سازد که معمای صرف سهام و معمای نرخ بدون ریسک را همزمان برای یک ارزش منطقی از ریسک‌گریزی نسبی، توضیح دهد.

درایر، اشنایدر و اسمیت[3] (۲۰۱۳)، تعدیلاتی در مدل CCAPM ایجاد و با عنوان «قیمت‌گذاری بر اساس پس انداز» مقاله‌ی خود را ارائه کرده‌اند. تحقیق آنها بر اساس مطالعه مارشال (۱۹۲۰) انجام گرفته است که در آن، افراد نه تنها با مصرف، بلکه با

1. Davisa and Martin
2. Bach& Møller
3. Dreyer & Schneider & Smith

پس‌انداز نیز مطلوبیت به‌دست می‌آورند. در این مقاله، رابطه‌ی اویلر برای این ترجیحات استخراج و با استفاده از روش GMM تخمین زده شده است. تخمین‌ها نشان می‌دهد که ترجیحات پس انداز از لحاظ اقتصادی حائز اهمیت است.

فلوین و لیانگ[1] (۲۰۱۳)، با استفاده از مدل H-CCAPM، به بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دوره‌ی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ در اقتصاد آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها بدین نتیجه رسیده‌اند که عامل تنزیل تصادفی در مدل H-CCAPM نسبت به مدل CCAPM پایه‌ی نوسان بیشتری دارد. همچنین در مطالعه‌ی این نویسندگان عملکرد مدل H-CCAPM نسبت به مدل پایه بهتر ارزیابی شده است. این عملکرد در مواردی همچون بررسی معمای صرف سهام و توضیح بازده‌های مقطعی سهام می‌باشد.

هانگ، یو و جیانگ[2](۲۰۱۴)، با تفکیک بازار کالاهای داخل و خارج، به توسعه‌ی مدل CCAPM پرداخته‌اند، در مدل آن‌ها مصرف‌کنندگان می‌توانند کالاهای داخلی و خارجی را مصرف و فقط در بازارهای داخلی سرمایه‌گذاری کنند. در این مدل نرخ ارز از کانال مطلوبیت نهایی بر قیمت دارایی‌ها اثرگذار است. همچنین متغیر نرخ ارز سبب افزایش ریسک سرمایه‌گذاران خواهد شد. این مدل به‌خوبی سبد صنایع و سبد فاما-فرنچ را در بازار چین قیمت‌گذاری می‌کند. علاوه بر این متغیر نرخ ارز در طول زمان تغییر می‌کند و رفتار ضد دوره‌ای دارد که می‌تواند به توضیح رفتار ضددوره‌ای صرف سهام کمک کند.

وان، لیونگ و دانگ۳ (۲۰۱۵)، به بررسی انواع مدل‌های CCAPM برای اقتصاد هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. در مطالعه‌ی این نویسندگان مدل H-CCAPM نیز به همراه ۷ مدل دیگر مورد بررسی قرار گرفته است. نویسندگان با استخراج معادلات اویلر مربوطه و با روش GMM به تخمین مدل‌ها پرداخته‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره‌ی ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. پارامتر مربوط به عکس کشش جانشینی بین کالای مسکن و سایر کالاها در این مقاله ۰/۹۱ به‌دست آمده است. علاوه براین عامل تنزیل زمانی و ریسک‌گریزی نسبی به ترتیب ۰/۹۷ و ۱/۳۹ برآورد شده است. در نهایت نتیجه‌گیری آنها بدین صورت بوده است که همیشه وارد کردن بحث مسکن به مدل پایه CCAPM سبب بهبود عملکرد مدل‌ها نخواهد شد. به‌عبارتی متغیر مخارج مصرفی بخش مسکن در توضیح بازده سهام نقش معنی‌داری نخواهد داشت.

---

1. Flavin, Liang
2. Huang, Wu, Zhang
3.Kwan, Leung, & Dong

از میان مطالعات داخلی نیز می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

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 دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف که توسط بریدن (۱۹۷۹) عنوان شده است، پرداخته‌اند. در این تحقیق ۱۳۴ سهم از بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده و مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد که هر چند هیچ کدام 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.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی و مقایسه‌ی دو مدل CCAPM و HCCAPM در بازار بورس تهران پرداخته‌اند. نویسندگان با استفاده از روش تخمین GMM و با کمک داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ به این نتیجه رسیده‌اند که هر دو مدل فوق در توضیح بازده سهام در دوره‌ی مذکور موفق عمل می‌کنند، ولی از نظر عملکرد مدل HCCAPM، مدل معنادارتری خواهد بود.

۳. مبانی نظری

در این قسمت به مبانی نظری مربوط به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM)، مبتنی بر شکل‌گیری عادات و مبتنی بر پس‌انداز پرداخته می‌شود. این قسمت نشان‌دهنده‌ی چگونگی استخراج معادلات اویلر مربوطه برای تخمین با روش GMM خواهد بود.

۳.۱. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)

طبق بیان کوکران[1] (۲۰۰۰)، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی به‌صورت رابطه‌ی $p=E(Mx)$ قابل بیان است. در این رابطه، P، نشان دهنده‌ی قیمت دارایی، M، عامل تنزیل تصادفی[2] (SDF) و x، بازدهی دارایی می‌باشد. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری

1. Cochrane
2. Stochastic Discount Factor

دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی بر می‌گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می‌توان تغییراتی در عامل تنزیل تصادفی ایجاد کرد که این تغییرات منجر به تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها خواهد شد. 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] (کوکران، ۲۰۰۰):

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

در رابطه‌ی فوق، $R_{i,t+1}$ بازده دارایی iام و M_{t+1} عامل تنزیل تصادفی است که باعنوان کرنل قیمت‌گذاری[2] (SDF)، شناخته می‌شود. در این مدل، عامل تنزیل تصادفی برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف بین‌دوره‌ای[3] (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 کرد. برای استخراج عامل تنزیل تصادفی در مدل CCAPM پایه، ابتدا تابع مطلوبیت نمایی جمع‌پذیر به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C,\eta) = \frac{C^{۱-\eta}}{۱-\eta} \quad ,۰ < \eta < \infty \qquad (۲)$$

در تابع مطلوبیت فوق (رابطه‌ی ۲)، پارامتر η، انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر η برابر یک باشد، تابع مطلوبیت به‌صورت لگاریتمی در خواهد آمد. علاوه بر این η ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای است. مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه‌ی زیر به حداکثر می‌رساند:

$$E_۰\left\{\sum_{t=۰}^{\infty}\beta^t U(C_t)\right\} \quad ,۰ < \beta < ۱ \qquad (۳)$$

با توجه به تابع مطلوبیت در رابطه‌ی (۲) می‌توان نتیجه گرفت مصرف‌کننده حل مسئله زیر را پیش‌رو خواهد داشت:

$$Max_{C_t} E_t\left\{\sum_{j=۰}^{\infty}\beta^j\left(\frac{C_{t+j}^{۱-\eta}}{۱-\eta}\right)\right\} \quad ,۰ < \beta < ۱ \qquad (۴)$$

---

۱. خوانندگان محترم به‌منظور پی‌گیری روند اثبات روابط جبری می‌توانند به کتاب قیمت‌گذاری دارایی‌ها، نوشته‌ی کوکران (۲۰۰۰) (منبع ۴) مراجعه کنند.

2. Pricing kernel
3. Intertemporal Marginal Rate of Substitution

در رابطه‌ی (۴)، C، مصرف سرانه، β عامل تنزیل ذهنی زمان (که تفاوت مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان‌های مختلف برای افراد را تبیین می‌کند) و E عملگر انتظارات شرطی است. در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت که اگر β کوچک باشد افراد بسیار ناشکیبا هستند. به عبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند، مطلوبیت از نوع تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت[1] (CRRA) در نظر گرفته شده است. طبق تعریف، برای به‌دست آوردن عامل تنزیل تصادفی (کرنل قیمت‌گذاری) می‌توان از رابطه‌ی زیر کمک گرفت:

$$M = \beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \qquad (۵)$$

در رابطه‌ی فوق، $U'(C_{t+1})$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره‌ی آتی و $U'(C_t)$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره کنونی است. با دنبال کردن فرایند بهینه یابی رفتار مصرف‌کنندگان در این حالت کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \beta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\eta} \qquad (۶)$$

بعد از به‌دست آوردن کرنل قیمت‌گذاری با قرار دادن آن در رابطه‌ی اویلر (۱)، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

۲.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM)

همان‌طور که قبلا نیز اشاره شد، مدل H-CCAPM، اولین بار توسط پیازسی و همکاران (۲۰۰۷)، ارائه شد. این مدل، مدل تعدیل‌یافته و یکی از حالات خاص مدل CCAPM می‌باشد با این توضیح که در این مدل مخارج مصرفی به دو نوع تقسیم شده‌اند. نوع اول، شامل مخارج مصرفی خانوارها به‌جز مخارج بخش مسکن و نوع دوم، مخارج مصرفی بخش مسکن خواهد بود. در این مدل تابع مطلوبیت شامل دو آرگومان می‌باشد که به صورت زیر است:

1. Constant Relative Risk Aversion

$$U(C_t,H_t)=\frac{(\widetilde{C}_t)^{1-\eta}}{1-\frac{1}{\eta}},\widetilde{C}_t=\left[C_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}+\omega H_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad (۷)$$

در تابع فوق، C_t مخارج مصرفی به غیر از بخش مسکن H_t، مخارج مصرفی در بخش مسکن، η ضریب ریسک‌گریزی نسبی، ω وزن نسبی مخارج مصرفی به غیر از مسکن در تابع مطلوبیت و ϵ کشش جانشینی ثابت بین C_t و H_t است، به‌طوری که اگر مقدار ϵ برابر صفر باشد دو کالا مکمل هستند و اگر $\epsilon \to \infty$ باشد دو کالا جانشین‌های کاملی هستند. همچنین اگر مقدار ϵ برابر یک باشد تابع فوق تبدیل به تابع کاب-داگلاس خواهد شد. فرض ضمنی این مدل این است که جریان خدمات بخش مسکن بخشی از موجودی مسکن (H) می‌باشد. در این مدل کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1}=\frac{\beta\frac{\partial U}{\partial C_{t+1}}}{\frac{\partial U}{\partial C_t}}=\beta\left[(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\eta}\left[\frac{1+\omega(\frac{H_{t+1}}{C_{t+1}})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}}{1+\omega(\frac{H_t}{C_t})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}}\right]^{\frac{1-\varepsilon\eta}{(\varepsilon-1)}}\right] \qquad (۸)$$

برای بررسی کاربردی راحت‌تر با عملیات جبری ساده می‌توان عامل تنزیل تصادفی را به صورت زیر نیز در نظر گرفت:

$$M_{t+1}=\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\alpha_{t+1}}{\alpha_t}\right)^{\frac{\eta-\varphi}{1-\varphi}} \qquad (۹)$$

در رابطه‌ی فوق تعاریف زیر برقرار است:

$$\alpha_t=\left(\frac{C_t}{C_t+p_hH}\right) \text{ و } \varphi=\frac{1}{\varepsilon}$$

که α_t برابر با نسبت مخارج مصرفی غیر از بخش مسکن به کل مخارج مصرفی است، بنابراین برخلاف حالت قبل (مدل CCAPM پایه) که تنها متغیر توضیح‌دهنده بازده، رشد مصرف بوده، در این مدل (H-CCAPM) علاوه بر تغییرات مصرف کل، تفکیک این متغیر به مخارج مصرفی بخش مسکن و مخارج مصرفی غیر از بخش مسکن

نیز وارد مدل‌سازی شده است. عامل تنزیل تصادفی فوق، ساختار دو عاملی از کرنل قیمت‌گذاری را تصریح کرده است.

۳.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات

کنستانتیندز[1] (۱۹۹۰) و ساندرسون[2] (۱۹۸۹)، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل شکل‌گیری عادات درونی[3] را پیشنهاد داده‌اند. در این حالت، عادات یک فرد به تصمیمات مصرفی گذشته‌اش بستگی دارد. بابا (۲۰۰۰)، مطلوبیت انتظاری را در این حالت به‌صورت زیر در نظر گرفته است:

$$U(C_t, X_t) = E\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t \frac{\left(C_t / X_t\right)^{1-\eta}}{1-\eta}\right] \qquad (10)$$

در رابطه‌ی فوق، سطح عادات به‌طور مستقیم با مصرف دوره‌ی گذشته به‌صورت زیر در ارتباط است:

$$X_t = (\overline{C}_{t-1})^k \quad , 0 < k < 1 \qquad (11)$$

K درجه‌ی تفکیک ناپذیری زمان[4] و $\overline{C}_{t-1}$ مصرف کل دوره‌ی گذشته است. از آنجا که یک عامل نوعی وجود دارد در تعادل مصرف کل برابر است با مصرف خود عامل، بنابراین در تعادل

$$X_t = (C_{t-1})^k$$

در این حالت عامل تنزیل تصادفی (SDF) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \beta \frac{U_C(C_{t+1}, X_{t+1})}{U_C(C_t, X_t)} = \beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{c_t}{c_{t-1}}\right)^{k(\eta-1)} \qquad (12)$$

در رابطه‌ی فوق، U_c مشتق جزئی تابع مطلوبیت نسبت به C است.

۴.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM)

در مدل SCCAPM، تعدیل انجام گرفته در تابع ترجیحات، با وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت انجام گرفته است. ترجیحات استفاده شده در این پژوهش بر اساس

1. Constantinides
2. Sundaresan
3. Internal habit formation
4. Degree of time non-separability

ایده‌ی مارشال[1] (۱۹۲۰) است که افراد نه تنها برای مصرف آتی، بلکه برای کسب مطلوبیت نیز پس انداز می‌کنند. به‌عبارتی تابع مطلوبیت تابعی از مصرف و پس‌انداز است. در این حالت قید بودجه به‌صورت زیر در نظرگرفته می‌شود:

$$w_{t+1} = (w_t - C_t)R^w_{t+1} \qquad (۱۳)$$

در رابطه‌ی 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 می‌باشد. تابع مطلوبیت نیز به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$u\left(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right) = \frac{\left[C_t\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta}\right]^{1-\eta}}{1-\eta}\ , \eta>0, \eta\neq 1 \qquad (۱۴)$$
$$= LnC_t + \theta Ln\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right), \eta = 1$$

در رابطه‌ی فوق، η انحنای تباع مطلوبیت را نشان می‌دهد. پارامترهای انحنای تابع مطلوبیت در یک مدل پویا نه تنها ریسک‌گریزی و ترجیحات بین کالاها را نشان می‌دهد، بلکه بیانگر میل به جانشینی مصرف در طول زمان نیز می‌باشد. تابع داخل کروشه تابع مطلوبیت مقعر است، که ترجیحات ترتیبی بین دو کالا را نشان می‌دهد. حال با دنبال کردن فرایند بهینه‌سازی رفتار مصرف کننده می‌توان رابطه‌ی اویلر مربوطه را استخراج کرد. اگر عامل تنزیل ثابت β را در نظر بگیریم، مصرف‌کننده مطلوبیت انتظاری طول عمر را با توجه به قید بودجه (رابطه‌ی ۱۳) و ثروت اولیه w_0 حداکثر می‌کند.

$$\max_{\{C_t,\lambda_t\}_{t=0}^{\infty}} E\sum_{t=0}^{\infty} u(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}) \qquad (۱۵)$$

با وجود پس‌انداز، رابطه‌ی اویلر مربوطه به‌صورت زیر خواهد بود[2]:

$$\left(R_{t+1} - R^f_{t+1}\right)\begin{bmatrix} u_2\left(c_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right) + \beta u_1\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right) \\ -\beta u_2\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\frac{1}{w_{t+1}}\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}} \end{bmatrix} = 0 \qquad (۱۶)$$

برای مقایسه‌ی راحت‌تر با حالت استاندارد، رابطه‌ی ۱۶ را با استفاده از ترجیحات رابطه‌ی (۱۴) می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$E\left(R_{t+1} - R^f_{t+1}\right)\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)} \qquad (۱۷)$$

---

1. Marshall

۲. برای اثبات معادلات اویلر فوق به مقاله‌ی کوچرلاکوتا (۱۹۹۶) مراجعه شود.

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

پس از استخراج روابط اویلر به‌صورت فوق باید به تخمین روابط مربوطه پرداخت.

۴. نتایج برآورد مدل‌ها

متغیرهای مورد نیاز برای تخمین معادلات اویلر مربوطه، داده‌های فصلی مربوط به دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ است که از وبسایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. متغیرهای اصلی مورد نیاز برای تخمین مدل، مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌باشد که از دو بخش مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی تشکیل شده است. داده‌های آماری حاکی از آن است که در طول سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ سهم مخارج مصرفی در بخش مسکن نسبت به کل مخارج مصرفی افزایش پیدا کرده است. برای آگاهی بیشتر از وضعیت این متغیرها، آماره‌های توصیفی مربوط به این متغیرها در جدول زیر ارائه شده است. در این جدول C، کل مخارج مصرفی بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت، Ca_t، مخارج مصرفی بخش خصوصی به‌جز مسکن و S پس‌انداز ملی است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	می‌نیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
C	۴۸۲۲۵/۷۲	۴۲۳۱۹/۴۵	۷۸۵۴۶/۰	۲۴۴۷۲/۲۰	۱۷۱۰۹/۴۲	۰/۲۹۰۵۷	۱/۴۹۶۷۷
S	۲۹۳۳۹/۹۷	۲۸۱۶۷/۱۰	۶۸۰۹۵/۴	۳۹۱۱/۵۱۸	۱۳۱۲۲/۶۶	۰/۲۵۶۷۴	۲/۵۶۶۰۱
Ca_t	۳۲۸۴۸/۸۳	۲۷۶۶۹/۷۷	۵۲۲۶۳/۸	۱۷۴۱۹/۵۹	۱۱۸۷۴/۵۷	۰/۳۱۹۵۶	۱/۳۹۷۱۷
R	۰/۰۶۳۹۱۹	۰/۰۳۹۵۸۴	۰/۶۱۰۴۴	-۰/۲۸۵۷۱	۰/۱۴۳۹۲	۰/۹۴۹۶۸	۵/۰۱۸۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۱.۴. تخمین مدل CCAPM

پس از استخراج معادلات اویلر مربوطه در قسمت قبل، در این قسمت با استفاده از روش GMM، به برآورد این معادلات پرداخته می‌شود. برای برآورد مدل‌ها با روش GMM نیاز به استفاده از متغیرهای ابزاری است. برای انتخاب متغیرهای ابزاری باید به دو نکته مهم توجه کرد:

- متغیرهای ابزاری بیشتر به معنی مطلوب‌تر بودن تخمین نیست.

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

اگر اضافه کردن متغیر ابزاری جدید اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد، این متغیر به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد، ولی اگر اضافه کردن متغیر ابزاری سبب هم‌خطی بین متغیرهای ابزاری، خطای مدل، بدتر کردن شرایط تخمین مدل یا تخمین نتایج گوشه‌ای برای پارامترها شود، متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد. جدول زیر متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل را نشان می‌دهد:

جدول ۲. متغیرهای ابزاری استفاده شده در تخمین مدل CCAPM

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

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 ساکن‌پذیری داده‌هاست. در این قسمت، آزمون ریشه‌ی واحد برای متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه‌ی H_0 یعنی وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرهای مدل CCAPM

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۹۳۴	-۱۹/۹۷۰
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۴	-۶/۰۴

*مقادیر بحرانی جدول مک‌کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-
**C: مخارج مصرفی بخش خصوصی، R: بازده سهام

نتایج تخمین مدل CCAPM با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ در جدول (۴) نشان داده شده است. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم‌همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله‌ی آزمون J که توسط هانسن (۱۹۸۲) ارائه شده است انجام پذیرد. تست j هانسن برای محدودیت‌های بیش از حد معین ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری کند. به‌عبارتی فرضیه‌ی صفر در این آزمون رابطه‌ی $E[h(x_t; \Theta_{GMM}, Z_t)] = 0$ است. همان‌طور که در فصل قبل توضیح داده شد، آماره‌ی آزمون دارای توزیع مجانبی کی- دو با r درجه آزادی است. r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت‌های تعامدی یا شروط گشتاوری) می‌باشد. همان‌طور که نتایج تخمین در جدول زیر نشان می‌دهد، شرایط شناسایی در مدل GMM برآورده شده است و بنابراین این نتایج می‌تواند مورد اعتماد قرار گیرد.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل CCAPM با روش GMM

مدل	نتایج تخمین با روش GMM		آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η		p-Value
CCAPM	۰/۹۶۵ (۸/۹۶)	۱۹/۶۵۰ (۴/۱۵)	۸/۱۵۸	۰/۱۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش- اعداد داخل پرانتز (آماره‌ی t)

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول فوق، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. به‌عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل (شامل مخارج مصرفی بخش خصوصی) بر بازده سهام اثر معناداری دارند. در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون J استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه‌ی صفر حاکی از عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. همان‌طور که مشاهده می‌شود فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند. نتایج به‌دست آمده از مدل CCAPM برای پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۶۵ است، آماره‌ی t برای این پارامتر نشان از

معناداری تخمین دارد و این مقدار در بازه‌ی تعریف شده برای این پارامتر ($0 < \beta < 1$) قرار دارد. همان‌طور که در بخش مبانی تئوری مقاله توضیح داده شد، بزرگ‌تر بودن این پارامتر نشان از شکیبایی عوامل اقتصادی در مصرف دارد، به عبارتی افراد ترجیحاتی برای مصرف آتی نیز دارند (افراد شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند). تخمین پارامتر η (انحنای تابع مطلوبیت، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای) در این مدل مقدار ۲۵/۹۸۱ را دارد و این عدد با توجه به مثبت بودن علامت آن نشان از ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی دارد و مقدار بزرگ‌تر از یک و دو برای این عدد، ریسک‌گریزی بالا را نشان می‌دهد. هر چند در بسیاری از متون اقتصادی (رومر، ۲۰۰۰) پارامتر ریسک‌گریزی در بازه‌ی صفر و ۵ قرار می‌گیرد ولی مطالعاتی (جانک، ۲۰۰۴) نیز استدلال می‌کند که این پارامتر عددهای بزرگ‌تر از ۱۰ و یا حتی ۳۰ را نیز به خود می‌گیرد.

۲.۴. تخمین مدل *SCCAPM*

قبل از ارائه‌ی نتایج تخمین مدل، آزمون ریشه‌ی واحد بر متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۵) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه‌ی H_0 یعنی وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرهای مدل مانا یا ساکن هستند.

جدول ۵. بررسی مانایی متغیرهای مدل SCCAPM

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
$\frac{S_{t+1}}{S_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۵۴	-۱۸/۳۴
$\frac{C_t}{S_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۳۱	-۹/۱۶
$\frac{S_t}{S_{t+1}}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۲/۱۶	-۱۴/۰۷
$\frac{C_{t+1}}{C_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۳/۰۶	-۱۹/۹۸
$\frac{S_{t+2}}{S_{t+1}} \Big/ \frac{S_{t+1}}{S_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۲/۵۸	-۱۴/۶۵
$\frac{C_{t+1}}{S_{t+1}}$	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۳۱	-۹/۱۶

R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۴	-۶/۰۴

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

**S: پس‌انداز خالص ملی، C: مصرف بخش خصوصی، R: بازده سهام

به منظور برآورد معادلات اویلر استخراج شده در بخش دوم و تخمین مقادیر عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) و بررسی معناداری آن‌ها، از متغیرهای ابزاری به شرح جدول (۶) استفاده شده است.

جدول ۶. متغیرهای ابزاری مدل SCCAPM

ردیف	متغیر	توضیح
۱	R(-2)	بازده‌ی سهام دو دوره‌ی قبل
۲	M	حجم نقدینگی (حاصل جمع اسکناس، مسکوکات و سپرده‌های دیداری)
۳	GDP	تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه (۱۳۷۶)
۴	at/at(-1)	نسبت at دوره‌ی جاری بر at دوره‌ی قبل (at: نسبت مخارج مصرفی غیرمسکن به کل مخارج مصرفی)
۵	Consum76	مخارج مصرفی بخش خصوصی به قیمت سال پایه ۱۳۷۶
۶	Consum76(-1)	متغیر Consum76 دوره‌ی قبل
۷	S_{t-1}/S_{t-2}	نسبت پس‌انداز دوره‌ی قبل به پس‌انداز دو دوره‌ی قبل (به قیمت‌های سال ۱۳۷۶)

نتایج تخمین مدل SCCAPM در جدول (۷) نشان داده شده است. همان‌طور که پیش از این بیان شد سازگاری تخمین‌زننده GMM می‌تواند به وسیله‌ی آزمون J انجام پذیرد، بنابراین نتایج تخمین در جدول زیر، شرایط شناسایی در مدل GMM برآورده شده است و این نتایج می‌تواند مورد اعتماد قرار گیرد.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل SCCAPM

گزینه	نتایج تخمین با روش GMM			آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η	θ		p-Value
۱	۰/۹۸۸ (۱۵/۷۷)	۲۵/۳۲ (۶۷/۸۰)	۰/۱۴۸ (۲۳۳/۱۲)	۷/۰۰	۰/۲۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تخمین پارامترها بـه ترتیـب بـرای عامـل تنزیـل ذهنـی زمـان (β)، انحنـای تـابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انـداز (θ) برابـر ۰/۹۸۸، ۲۵/۳۲ و ۰/۱۴۸ مـی‌باشـد. مقـدار ۰/۱۴۸ برای پارامتر θ نشان می‌دهد که ترجیحات برای پس‌انداز معنادار است اما مقـدار بالایی ندارد. شاید بتوان بدین صورت این عدد را تفسیر کرد که افراد تمایـل زیـادی بـه پس‌انداز ندارند و پس‌انداز زیادی توسط آن‌ها انجام نمی‌گیرد. در عین حال، بایـد گفـت مقدار θ کوچک بدین معنی نخواهد بود که پس‌اندازها اثر ناچیزی بـر مطلوبیـت دارنـد، چرا که θ نشان‌دهنده کشش مطلوبیت نسبت به نرخ پس انداز ناخالص است نه پس‌انداز مستقیم.

۳.۴. تخمین مدل *HCCAPM*

همانند مدل‌های قبل ابتدا نتایج بررسی مانایی متغیرها در جدول زیر گزارش شـده است. همان‌طور که جدول (۸) نشان می‌دهد، می‌تـوان نتیجـه‌گیـری کـرد کـه تمـامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

جدول ۸. بررسی مانایی متغیرهای مدل HCCAPM

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C_{t+1}/C_t	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۹۳۴	-۱۹/۹۷۰
at	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۰۲۵	-۱۰/۰۲۵
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۹۰۸	-۶/۰۴۷

*مقادیر بحرانی جدول مک کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-
** C_{t+1}/C_t: نسبت مصرف دوره‌ی آتی نسبت به مصرف دوره‌ی کنونی، at: نسبت مخارج مصرفی به‌جز بخش مسکن به کل مخارج مصرفی، R_{t+1}: نرخ بازده سهام

برای تخمین مدل HCCAPM از متغیرهای ابزاری به شـرح جـدول زیـر اسـتفاده شده است.

جدول ۹. متغیرهای ابزاری مدل HCCAPM

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
R(-2)*	نرخ بازده‌ی سهام	SS0(-2)	نسبت S_{t-2}/S_{t-3}
RH(-1)	نرخ بازده‌ی مسکن	Consum76	مخارج مصرفی بخش خصوصی به‌قیمت ثابت ۷۶
TEPEX	شاخص قیمت سهام	GI(-2)	مخارج عمرانی دولت
TEPEX(-1)	TEPEX با یک دوره تأخیر	C1(-1)	Ct-1/Ct-2

RH	نرخ بازده‌ی مسکن	C0C3(-2)	Ct-3/Ct-4
PriceH(-1)	شاخص مسکن اجاره‌ای	IH(-1)	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌ها
S	پس انداز ناخالص ملی سرانه	C0(-1)	Ct-2/Ct-1
CS(-1)	نسبت مصرف به پس‌انداز	GC(-2)	مخارج مصرفی دولت
Exch(-2)	نرخ ارز غیررسمی		

*اعداد داخل پرانتزها نشان‌دهنده‌ی دوره‌های تأخیری است.

نتایج تخمین مدل HCCAPM در جدول ۱۰ نشان داده شده است.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل HCCAPM

مدل	نتایج تخمین با روش GMM			آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η	ϕ		p-Value
H-CCAPM	۰/۹۸۱ (۲/۰۲)	۲۰/۷۶۱ (۳/۰۵)	۰/۸۴۳ (۱۵/۲۹)	۱۹/۶۶۶	۰/۱۸۵

* اعداد داخل پرانتز (آماره‌ی t)، منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول فوق، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. به‌عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل (مخارج مصرف بخش خصوصی و نسبت مخارج مصرفی مسکن به کل مخارج مصرفی) اثر معناداری بر بازده سهام دارند. با توجه به آماره‌ی J، می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

نتایج به‌دست آمده از مدل H-CCAPM نشان از معناداری تک‌تک پارامتر دارد. تخمین پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۸۱ می‌باشد، به عبارتی می‌توان نتیجه گرفت که افراد در مصرف بین‌دوره‌ای شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند. تخمین پارامتر η در این مدل مقدار ۲۰/۷۶۱ را دارد، بنابراین می‌توان استدلال کرد عوامل اقتصادی اولاً ریسک‌گریز هستند و دوم اینکه ریسک‌گریزی آن‌ها بالاست. پارامتر ϕ که در مدل HCCAPM به پارامترهای مدل قبل اضافه شده طبق تعریف برابر $\varphi = \frac{1}{\varepsilon}$ است، که در این رابطه‌ی ε کشش جانشینی ثابت بین C_t و H_t است. مقدار برآورد این پارامتر در مدل ۰/۸۴۳ است

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که کشش جانشینی بین‌دوره‌ای بین مخارج مصرفی غیر از مسکن و مخارج مصرفی در بخش مسکن ۱/۱۸۴ می‌باشد. تحقیقات اقتصادی دیگر (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵، پیازسی و همکاران، ۲۰۰۷) نیز مقدار کشش جانشینی بین مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی را عدد مثبتی به‌دست آورده‌اند.

۴.۴. تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات مصرفی

جدول ۱۱ متغیرهای ابزاری مدل شکل‌گیری عادات را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. متغیرهای ابزاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
R(-2)*	نرخ بازده سهام	C1(-1)	نسبت C_{t-1}/C_{t-2}
TEPEX	شاخص قیمت سهام	SS0(-2)	نسبت S_{t-2}/S_{t-3}
TEPEX(-1)	متغیر TEPEX دوره‌ی قبل	AT	نسبت مخارج مصرفی غیرمسکن به کل مخارج مصرفی تقسیم بر همین متغیر یک دوره‌ی قبل
CPG(-1)	رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶		

*اعداد داخل پرانتزها نشان‌دهنده‌ی دوره‌های تأخیری است.

نتایج تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۱۲. نتایج تخمین مدل شکل‌گیری عادات

مدل	نتایج تخمین با روش GMM			آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η	k		p-Value
مدل شکل‌گیری عادات	۰/۹۷۱ (۶/۵۹)	۲۲/۰۳ (۶/۷۸)	۰/۲۲۸ (۲/۰۰)	۸/۷۹	۰/۱۱

* اعداد داخل پرانتز (آماره‌ی t)- منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول فوق، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. به‌عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل (مخارج مصرفی بخش خصوصی، نسبت مخارج مصرفی دوره‌ی کنونی به دوره‌ی قبل و نسبت مخارج مصرفی دوره‌ی آتی به دوره‌ی کنونی) بر بازده سهام اثر معناداری دارند. و ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

نتایج به‌دست آمده از مدل شکل‌گیری عادات برای پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۷۱ می‌باشد، آماره‌ی t برای این پارامتر نشان از معناداری تخمین دارد و این مقدار در بازه‌ی تعریف شده برای این پارامتر ($0<\beta<1$) قرار می‌گیرد، همان‌طور که در بخش مبانی تئوری مقاله توضیح داده شد بزرگ‌تر بودن این پارامتر شکیبایی عوامل اقتصادی در مصرف را نشان می‌دهد. به‌عبارتی افراد ترجیحاتی برای مصرف آتی نیز دارند (افراد شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند). تخمین پارامتر η (انحنای تابع مطلوبیت، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای) در این مدل مقدار ۲۲/۰۳ را دارد و این عدد با توجه به مثبت بودن علامت آن ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی را نشان می‌دهد و مقدار بزرگ‌تر از یک و دو برای این عدد، ریسک‌گریزی بالا را بیان می‌کند. مقدار پارامتر K برابر ۰/۲۲۸ است و بدان معناست که شکل‌گیری عادات به‌صورت $X_t = (C_{t-1})^{0.228}$ می‌باشد. این مقدار تخمینی به این معنی است که شکل‌گیری عادات ضعیف است و مصرف کنونی تحت تأثیر کمی از مصرف دوره‌ی قبل می‌باشد.

۵.۴. مقایسه‌ی مدل‌ها با استفاده از تابع فاصله HJ

در این مقاله برای مقایسه قدرت مدل‌ها در پیش‌بینی و توصیف بهتر داده‌ها از روش فاصله HJ (هنسن و جاناتان، ۱۹۹۷) استفاده شده است. هنسن و جاناتان (۱۹۹۷)، شاخصی (HJ) را برای مقایسه‌ی مدل‌های غیرخطی ارائه کرده‌اند. می‌توان این طور بیان کرد، این شاخص که خطای تصریح غلط عامل تنزیل تصادفی (SDF) مدل را اندازه‌گیری می‌کند، در حالت ساده به‌صورت زیر به‌دست می‌آید (انتخاب m به‌طوری‌که مربع δ مینیمم شود):

$$\delta^2 = E(y-m)^2 \qquad (۱۸)$$
$$S.t \quad E(mx) = q$$

در رابطه‌ی فوق، y عامل تنزیل تصادفی (SDF) مدل، x بردار بازدهی دارایی‌ها و q بردار قیمت‌های دارایی‌های متناظر است. هنسن و جاناتان (۱۹۹۷)، نشان داده‌اند که رابطه‌ی فوق یک راه حل دارد و می‌توان رابطه‌ی فوق را به دو صورت بیان کرد. اولین بیان به صورت رابطه‌ی زیر است:

$$\delta^2 = E\left[y^2 - (y-\lambda' x)^2 - 2\lambda' q\right] \qquad (۱۹)$$
$$\lambda = (Exx')^{-1}E(xy-q)$$

بیان دوم از δ به صورت زیر می‌باشد:

$$\delta^2 = (Exy-Eq)'(Exx')^{-1}(Exy-Eq) \qquad (۲۰)$$

δ می‌تواند به‌عنوان یک میانگین وزنی از خطاهای قیمت‌گذاری ($E(xy-q)$) تعبیر شود، بنابراین طبق رابطه‌ی (۲۰)، مدلی که خطای کمتری (δ) داشته باشد از لحاظ عملکرد مطلوب‌تر خواهد بود. همان‌طور که نتایج تخمین نشان می‌دهد با روش GMM برآوردهای معناداری از پارامترها حاصل شده است. اما سؤالی که ایجاد می‌شود این است که کدام مدل توصیف بهتری از داده‌ها ارائه می‌دهد و از آنجایی‌که روش GMM نمی‌تواند تشخیص دهد که کدام مدل بهتر است، باید معیار دیگری برای مقایسه مدل‌ها معرفی کرد. (در جدول ۱۳) با مقایسه‌ی مدل‌های جدول (۳) می‌توان عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها را با معیار تابع فاصله HJ مشاهده کرد.

جدول ۱۳. نتایج مقایسه مدل‌ها

مدل	CCAPM	SCCAPM	HCCAPM	مدل شکل‌گیری عادات
شاخص HJ	۰/۲۰۱۹۸۸	۰/۰۹۰۹۶۳	۰/۱۱۹۷۰۳	۰/۱۹۰۲۸۷
رتبه مدل‌ها از نظر کارایی	۴	۱	۲	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، کاراترین مدل در توضیح بازده‌ی سهام در بین ۴ مدل مورد بررسی پژوهش حاضر، مدل SCCAPM است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در ادبیات اقتصاد مالی، ریسک و بازدهی دو رکن اصلی تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری‌اند و همواره بیشترین بازدهی با توجه به حداقل ریسک، معیاری مناسب برای سرمایه‌گذاری است. یکی از روش‌هایی که به تبیین رابطه‌ی بین ریسک و بازده کمک می‌کند استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایست. در همین

راستا و همان‌طور که در فصول قبل به‌طور کامل تشریح شد، هدف از انجام این تحقیق، مروری بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تخمین ۴ مدل قیمت‌گذاری دارایی در اقتصاد ایران و برای دوره‌ی ۱۳۹۱-۱۳۶۷ است. در این تحقیق پس از توضیح مبانی نظری و ارائه‌ی معادلات اویلر مربوط به هر مدل، نتایج برآورد مدل‌ها گزارش شده است. مدل‌های قیمت‌گذاری مورد بررسی در این تحقیق شامل مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس شکل‌گیری عادات است. نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که مخارج مصرفی، اجزای آن (مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی)، شکل‌گیری عادات و پس‌انداز در توضیح بازده سهام در دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ نقش مهم و معناداری داشته‌اند. به‌عبارت دیگر نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که برای توضیح بازده سهام در اقتصاد ایران در دوره یاد شده می‌توان از این ۴ مدل استفاده کرد. معناداری پارامترهای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، عامل ریسک‌گریزی (η)، میل به پس‌انداز (θ)، عکس کشش جانشینی بین سایر مخارج مصرفی و مخارج مصرفی بخش مسکن (φ) و ضریب تفکیک ناپذیری زمان (k)، تأییدکننده معناداری مدل‌های مورد نظر است. در ادامه و پس از برآورد معادلات اویلر مربوطه، با استفاده از روش تابع فاصله HJ به مقایسه‌ی عملکرد این ۴ مدل پرداخته شده است. نتایج حاصل از مقایسه‌ی مدل‌ها نشان می‌دهد که مدل SCCAPM، نسبت به سایر مدل‌ها از کارایی بیشتری در توضیح بازده سهام برخوردار است، بنابراین با توجه به یافته‌های حاصل از این پژوهش پیشنهاد می‌شود در بررسی رفتار بازده دارایی‌های مختلف به‌ویژه سهام علاوه بر متغیرهای مالی به متغیرهای کلان اقتصادی همچون مخارج مصرفی و اجزاء آن توجه شود و با توجه به اینکه در همه‌ی مدل‌های مورد بررسی در این مقاله ضریب ریسک-گریزی نسبی عدد بزرگی به‌دست آمده است، می‌توان نتیجه گرفت به منظور تشویق مشارکت عوامل اقتصادی در بازارهای مالی به اهرم‌هایی نیاز است که از آن جمله می‌توان به حضور مثبت دولت و سیاست‌گذاران پولی و مالی در جهت افزایش ثبات و کاهش نااطمینانی در این بازارها اشاره کرد.

منابع

۱. رستمیان، فروغ، و جوانبخت، شاهین (۱۳۹۰). مقایسه‌ی کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال ۹، شماره‌ی ۳۱، ۱۵۷-۱۴۳

۲. محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمدنبی و روشن، رضا (۱۳۹۴). مقایسه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM). در توضیح بازده‌ی سهام در ایران. فصلنامه‌ی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال۲، شماره‌ی ۳، ۷۲-۴۹

3. Baba, Naohiko (2000). "*Exploring the role of money in asset pricing in Japan: does monetary consideration significantly improve the empirical performance of C-CAPM",* Tokyo: Bank of Japan, 18(2), 159-198
4. Breeden, D. T. (1979). An inter temporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.
5. Bach, Ch., & Moller, S. (2011). Habit-based asset pricing with limited participation consumption. *Journal of Banking & Finance,* 35(11), 2891–2901.
6. Campbell, Johan. Y. (1993). "*Inter temporal asset pricing without consumption data*", American Economic Review, 83(3), 487-512.
7. Campbell, Johan. Y. (1996). "*Consumption and the stock market: Interpreting international experience",* Swedish Economic Policy Review, 3(2), 251-299.
8. Campbell, Johan Y., & Cochrane, Johan H. (1999). "*By force of habit: A consumption based explanation of aggregate stock market behavior*", Journal of Political Economy, 107(2), 205-251.
9. Cumby, R. E.(1990). Consumption risk and international equity returns: Some empirical evidence, *Journal of International Money and Finance*, 9(2): 182-192.
10. Cochrane, J. H. (2000). Asset pricing: Princeton university press.
11. Davis, M. A., & Martin, R. F. (2009). Housing, house prices, and the equity premium puzzle. FEDS *working paper,* 2005–13.
12. Dreyer, J.K., Schneider, J., & Smith, W.(2013) Saving-based asset-pricing, *Journal of Banking & Finance*, 37(9):3704–3715
13. Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A Theoretical framework, *Journal of Econometrica*, 57(4), 937-969.
14. 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.

15. Flavin, M., & Liang, X. (2013). The housing CCAPM with adjustment costs and heterogeneous agents. *Journal of the Econometric Society,* 10(2), 31-52.
16. Flavin, M., & nakagawa, S. (2007). A model of housing in the presence of adjustment costs: a structural interpretation of habit persistence, *american economic review*, 98(1), 474-495.
17. Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1269-1286.
18. 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.
19. Janecek, K. (2004). What is a realistic Aversion to Risk for real-world individual Investors? *Working Paper*, Carnegie Mellon University, 1-20.
20. Kocherlakota, Narayana R. (1996). "*The equity premium: It's still a puzzle",* Journal of Economic Literature, 34(1), 42-71.
21. Kang, J., Kim T S., Lee, C., & Min, B. K. (2011). Macroeconomic risk and the cross-section of stock returns. *Journal of Banking & Finance,* 35(12): 3158–3173.
22. Kwan, Y. K., Leung, C. K. Y., & Dong, J. (2015). Comparing consumption-based asset pricing models: The case of an Asian city. *Journal of Housing Economics*, 28, 18-41.
23. Lucas Jr, Robert. E. (1978). "*Asset prices in an exchange economy*," Econometrica, 46(6), 1429–1445.
24. Lustig, H. N., & Van Nieuwerburgh, S. G. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: an empirical perspective. *The Journal of Finance*, 60(3), 1167-1219.
25. Mankiw, N. G., Shapiro, M. (1986). Risk and return: Consumption beta versus market beta, *Review of Economics and Statistic*s, 68,(3): 452-459.
26. Mankiw, N. G., Zeldes, S. (1991) The consumption of stockholders and non-stockholders, *Journal of Financial Economics*, 29(1): 97-112.
27. Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: a puzzle. *Journal of monetary Economics*, 15(2): 145-161.
28. Piazzesi, M., Schneider, M., & Tuzel, S. (2007). Housing, consumption and asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 83(3): 531–569.
29. Xiao, Y., Faff, R., Gharghori, P., & Min, B. K. (2013). Pricing innovations in consumption growth: A re-evaluation of the recursive utility model. *Journal of Banking & Finance*, 37(11): 4465-4475.