

مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام در ایران^۱

اعظم محمدزاده*

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

محمدنبی شهیکی تاش

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، mohammad_tash@usb.ac.ir

رضا روشن

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

تاریخ دریافت: ۹۴/۷/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۲/۹

چکیده

یکی از مهم‌ترین مسائل مهم در حوزه اقتصاد مالی، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. به طوری که در این زمینه مدل‌های گوناگونی معرفی شده است. از جمله این مدل‌ها مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) است که در آن تغییرات بازده سهم به تغییرات مخارج مصرفی ارتباط دارد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف مسکن (HCCAPM) یکی از مشتقات مدل CCAPM است که توسط پیازسی و همکاران (۲۰۰۷) معرفی شده است. در این مدل مخارج مصرفی به دو بخش مخارج مصرفی مسکن و سایر مخارج مصرفی تفکیک می‌شود. هدف اصلی این مقاله مقایسه مدل‌های HCCAPM و CCAPM برای داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ بورس اوراق بهادار تهران با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و روش فاصله هنسن-جاناناتان است. نتایج تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد که مخارج مصرفی بخش مسکن و کل مخارج مصرفی بر بازده سهام اثر معنی‌داری دارند. تخمین پارامترهای دو مدل حاکی از شکلیا بودن عوامل اقتصادی (افراد مصرف‌آتی را به مصرف کنونی ترجیح می‌دهند) و ریسک‌گریزی بالای آن‌ها است. مقایسه مدل‌ها با روش فرم کاهشی لگاریتم خطی و تابع فاصله هنسن-جاناناتان نشان می‌دهد که مدل CCAPM نسبت به مدل HCCAPM در توضیح بازده سهام کارا تر عمل می‌کند.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل CCAPM، مدل HCCAPM، مخارج مصرفی بخش مسکن، روش GMM.

طبقه‌بندی JEL: G11، G12، G19

^۱ برگرفته از رساله دکتری اعظم محمدزاده به راهنمایی دکتر محمدنبی شهیکی تاش و مشاوره دکتر رضا روشن* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

تصمیم‌گیری درست برای سرمایه‌گذاری و تخصیص بهینه منابع کمیاب در جامعه، مستلزم وجود اطلاعات مالی شفاف و قابل مقایسه است. وجود اطلاعات مالی شفاف و قابل مقایسه رکن اساسی پاسخگویی و تصمیم‌گیری اقتصادی آگاهانه و از ملزومات بی‌بدیل توسعه و رشد اقتصادی در بخش خصوصی و دولتی است. نبود اطلاعات یا وجود اطلاعات گمراه‌کننده، باعث عقب‌ماندگی و فقر اقتصادی و کاهش رفاه عمومی می‌شود. استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی، بالاخص سرمایه‌گذاران، برای تصمیم‌گیری در زمینه خرید و فروش سهام، به اطلاعات مالی نیاز دارند و سرمایه‌گذاران زمانی اقدام به سرمایه‌گذاری در یک دارایی می‌کنند، که درباره آن دارایی اطلاعات کافی داشته باشند. از سوی دیگر مهم‌ترین عامل جهت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در خصوص خرید، فروش و یا نگهداری یک دارایی، سودآوری و بازدهی دارایی مورد نظر می‌باشد. معیار بازده به عنوان یکی از شاخص‌های مهم در ارزیابی عملکرد هر دارایی مورد توجه قرار می‌گیرد.

مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ (CAPM) یکی از روش‌هایی است که به سرمایه‌گذاران در تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. این مدل توسط ویلیام شارپ^۲ در سال ۱۹۶۰ معرفی گردید. در این مدل، صرف ریسک مورد انتظار سهام (مازاد بازده سهام نسبت به بازده دارایی بدون ریسک)، متناسب با مازاد بازده بازار (ضریب این متغیر را بتای بازار گویند) 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 پرداخته‌اند. از جمله مدل‌های تعدیل یافته مبتنی بر مدل CAPM مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف^۳ (CCAPM) است که توسط بریدن^۴ (۱۹۷۹) ارائه گردید. در این مدل، بازده مورد انتظار سهام با کواریانس بازده سهام و مصرف (ضریب این وابستگی بتای مصرف نام دارد) تغییر می‌کند. به عبارت دیگر بین عدم اطمینان در خصوص بازده سهام و عدم اطمینان در خصوص مصرف یک رابطه مستقیم وجود دارد. 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

^۱ Capital Asset Price Model

^۲ Sharpe

^۳ Consumption Capital Asset Pricing

^۴ Breeden

سهام^۱ شده است. بدین صورت که برای توضیح بزرگی صرف سهام (مازاد بازده یک دارایی نسبت به بازده دارایی بدون ریسک) نیاز به ریسک‌گریزی بسیار بالاست. در حالی که در مدل CCAPM خطی، پارامتر ریسک‌گریزی عدد بزرگی بدست نمی‌آید. این مطلب با عنوان «معمای صرف سهام» مشهور شده است. که اولین بار توسط مهرا و پرسکات^۲ (۱۹۸۵) ارائه شد. با توجه به انتقادات وارد بر مدل CCAPM، در مطالعات بعدی تعدیلاتی در این مدل صورت گرفته است. این تعدیلات شامل ورود متغیرهای جدید به مدل‌های قیمت‌گذاری پایه است. از جمله این متغیرها می‌توان به مخارج مصرفی بخش مسکن اشاره کرد.

مسکن یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی است که علاوه بر تأثیرگذاری در بازارهای حقیقی در بازارهای مالی نیز اثرگذار خواهد بود. در علم اقتصاد، مسکن یک کالای ضروری محسوب می‌شود و در سبد کالای هر خانوار (به صورت تملک یا اجاره) وجود دارد بطوری که سهم قابل توجهی از هزینه سالیانه یک خانوار در سراسر جهان متعلق به مسکن و هزینه‌های جانبی آن است. براساس آخرین آمارهای منتشر شده در مورد هزینه-درآمد خانوارهای شهری در ایران، در سال ۱۳۹۱، حدود ۳۴ درصد هزینه خانوارهای شهری صرف مسکن می‌شود. این رقم برای کشور آمریکا در سال ۲۰۱۲، ۳۳/۲ درصد، برای کشور چین ۲۴/۳۶ درصد و برای ترکیه معادل ۲۵/۴ درصد اعلام شده است. می‌توان با تقریب خوبی به این نکته اشاره کرد که در اقتصادهای مختلف اعم از پیشرفته و در حال توسعه در حدود ۲۵ تا ۳۵ درصد هزینه‌های یک خانوار شهری صرف مسکن (خرید، اجاره، هزینه‌های جاری مسکن و ...) می‌شود. بنابراین بسیاری از اقتصاددانان در بحث‌های مالی از جمله قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به این متغیر مهم توجه داشته‌اند چرا که برای تبیین رابطه بین ریسک و بازده، ورود متغیرهای جدید با قدرت توضیح‌دهندگی بالا به مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌ها لازم است.

از جمله مدل‌های تعدیلی که بر پایه مدل CCAPM استوار بوده و مخارج مسکن را به طور خاص مورد توجه قرار داده است می‌توان به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن^۳ (HCCAPM) اشاره کرد. مدل HCCAPM که اولین بار توسط

^۱ Equity Premium Puzzle

^۲ Mehra and Prescott

^۳ Housing-augmented two-good version of CCAPM

پیاوسی و همکاران^۱ (۲۰۰۷) بکار گرفته شد یکی از حالات مدل CCAPM می‌باشد که در آن مخارج مصرفی به دو بخش مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی تفکیک شده است. همان طور که اشاره شد این مدل سعی در وارد کردن متغیر توضیحی جدید (مخارج مصرفی بخش مسکن) به مدل پایه CCAPM دارد به عبارت دیگر، در این مدل تأکید می‌شود که نوع مخارج مصرفی اهمیت خاصی در بررسی رابطه بین بازده و ریسک دارد. با توجه به اینکه عوامل دخیل در مصرف کل گاهی روندهای یکسانی از خود نشان نمی‌دهند بررسی اجزاء این متغیر مهم بصورت جداگانه و اثرگذاری هر کدام بر بازده سهام از مزیت‌های این مدل می‌باشد.

متأسفانه مطالعات داخلی اندک در این زمینه محدود به برآورد مدل‌های CAPM و CCAPM است که این مطالعات نیز بر روش‌های خطی در برآورد متمرکز شده‌اند. بنابراین با توجه به نبود مطالعاتی در زمینه آزمون مدل‌های تعدیل‌یافته قیمت‌گذاری دارایی‌ها، این مقاله به این مهم پرداخته است. هدف اصلی این مقاله، بررسی اثر مخارج مصرفی و مخارج مصرفی بخش مسکن و مقایسه دو مدل HCCAPM و CCAPM در توضیح بازده-های سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور، از روش مقایسه فاصله هنسن-جاناناتان (HJ)^۲ استفاده شده است که مناسب‌ترین روش برای مقایسه مدل‌های غیرخطی مبتنی بر تخمین GMM است. به بیان دیگر این مقاله به دنبال پاسخ‌گویی به این سوال است که آیا مخارج مصرفی بخش مسکن و کل مخارج مصرفی اثر معناداری بر بازده سهام خواهد گذاشت؟

این مقاله بدین صورت سازماندهی شده است که ابتدا مروری بر مبانی نظری و پیشینه تحقیق انجام شده و سپس مدل‌های CCAPM و HCCAPM معرفی شده است. در بخش چهارم مقاله تابع HJ و فرم کاهشی لگاریتم خطی به منظور مقایسه مدل‌های مذکور معرفی شده است. بخش پنجم مقاله دربردارنده داده‌ها و متغیرهای تحقیق است. در بخش ششم نتایج حاصل از تخمین معادلات اویلر مربوط به مدل‌ها با روش GMM آورده شده است و در نهایت بخش پایانی مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص داده شده است.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

^۱ Piazzesi et al

^۲ Hansen-Jagannathan Distance

همان‌طور که در مقدمه بیان شد، یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل CCAPM است. مبنای این مدل بدین صورت است که یک سرمایه‌گذار باید در مورد مقدار مصرف و مقدار پس‌انداز خود و همچنین در مورد سبندی از دارایی‌ها که نگهداری خواهد کرد تصمیم‌گیری نماید. در این مدل، بازده مورد انتظار سهم با بتای مصرف (نه با بتای بازار) تعیین می‌شود. به عبارت دیگر بر اساس این مدل 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.

پس از ارائه معماهایی همچون صرف سهام، تعدیلاتی در مدل CCAPM صورت پذیرفت که از آن جمله می‌توان به مطالعاتی همچون تحقیقات بچ و مولر^۱ (۲۰۱۱)، اپستین و زین^۲ (۱۹۹۱)، چائو، فاف، گرگوری و مین^۳ (۲۰۱۲) اشاره کرد. این تحقیقات به ترتیب شامل تعدیل مدل CCAPM با شکل‌گیری عادات، تعدیل مدل CCAPM با تغییر تابع مطلوبیت به تابع مطلوبیت بازگشتی، تعدیل مدل CCAPM با تغییر تابع مطلوبیت به تابع مطلوبیتی بازگشتی و بررسی اثر اخبار است.

شاید بتوان سرآغاز ورود متغیر مسکن به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را مطالعه لوستیگ و ون نیووربورگ^۴ (۲۰۰۵) دانست. نویسندگان مذکور در پژوهشی به مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته‌اند که در آن وثیقه مسکن به مدل‌های پایه 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 می‌دهد 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 توضیح-دهندگی قابل قبولی برای بازده سهام دارد.

هر چند لوستیگ و ون نیووربورگ (۲۰۰۵) بحث مسکن را به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی وارد کردند ولی در ادبیات مالی وارد کردن مخارج مصرفی مربوط به مسکن به

^۱ Bach & Møller

^۲ Epstein and Zin

^۳ Xiao & Faff & Gharghori & Min

^۴ Lustig and Van Nieuwerburgh

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با کار پیازسی و همکاران^۱ (۲۰۰۷) شناخته می‌شود. بطوری 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 مدل - های 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 به عنوان یک کالای مصرفی و هم به عنوان یک دارایی در مدل وارد شده است. با تخمین مدل‌ها با روش GMM و با استفاده از داده‌های دو دوره ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۱ و ۱۹۳۶ تا ۲۰۰۱ نویسندگان به این نتیجه می‌رسند که وارد کردن مسکن به مدل CCAPM پایه عملکرد آن را بهبود می‌بخشد و سهم مسکن در مخارج مصرفی خانوارها عامل پیش‌بینی‌کننده خوبی برای بازده سهام است.

فلیوین و ناکاتا^۲ (۲۰۰۷) در تحقیقی به بررسی مدل H-CCAPM در اقتصاد آمریکا پرداخته‌اند. مدل معرفی شده توسط این نویسندگان تعدیلی از مدل گروسمن و لاروک^۳ (۱۹۹۰) از مصرف بهینه و تخصیص پورتنفو است. در این مقاله، کالای (مسکن) بادوام با توجه به شرط ثروت خانوار بررسی می‌شود و تابع مطلوبیت یک تابع CES در نظر گرفته شده است. مدل گروسمن و لاروک (۱۹۹۰) تنها به مصرف کالای بی‌داوم می‌پردازد به همین دلیل نویسندگان عنوان می‌کنند که اثرات بین کالاهای بی‌داوم و بادوام در این مدل در نظر گرفته نشده و یا حتی ریسک مسکن نیز که عامل مهمی است در مدل گروسمن و لاروک مورد غفلت واقع شده است. به همین دلیل نویسندگان مدل جدیدی که حاوی بخش مسکن است را ارائه کردند. نویسندگان با توجه به داده‌های دوره ۱۹۷۴ تا ۱۹۸۷ و با تخمین معادلات اوایلر استخراج شده به این نتیجه رسیدند که مدل شکل - گیری عادات^۴ بدون وارد کردن مخارج مصرفی بخش مسکن رد می‌شود در حالی که مدل

^۱ Piazzesi et al.

^۲ Flavin and Nakagawa

^۳ Grossman and Laroque

^۴ Habit Formation

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM) بدون وارد کردن عادات مصرفی قادر به توضیح بازده سهام است.

دیویس و مارتین^۱ (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 رسیدند که صرف سهام بدست آمده توسط پارامترهای بدست آمده از تخمین مدل، با مقدار صرف سهام مشاهده شده در دنیای واقعی مطابقتی ندارند.

فلوین و لیانگ^۲ (۲۰۱۳) با استفاده از مدل H-CCAPM به بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ در اقتصاد آمریکا پرداخته‌اند. آنها بدین نتیجه رسیدند که عامل تنزیل تصادفی در مدل H-CCAPM نسبت به مدل CCAPM پایه نوسان بیشتری دارد. همچنین در مطالعه 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.

وان، لیونگ و دانگ^۳ (۲۰۱۵) به بررسی انواع مدل‌های CCAPM برای اقتصاد هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. در مطالعه این نویسندگان مدل H-CCAPM نیز به همراه ۷ مدل دیگر مورد بررسی قرار گرفته است. نویسندگان با استخراج معادلات اوپلر مربوطه و با روش GMM به تخمین مدل‌ها پرداخته‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. تخمین پارامتر مربوط به عکس کشش جانشینی بین کالای مسکن و سایر کالاها در این مقاله عدد ۰/۹۱ بدست آمده است. علاوه بر این تخمین عامل تنزیل

^۱ Davisa and Martin

^۲ Flavin, Liang

^۳ Kwan, Leung, & Dong

زمانی و ریسک‌گریزی نسبی به ترتیب ۰/۹۷ و ۱/۳۹ حاصل شده است. در نهایت نتیجه-گیری آنها بدین صورت بود که همیشه وارد کردن بحث مسکن به مدل پایه CCAPM باعث بهبود عملکرد مدل‌ها نخواهد شد. عبارتی متغیر مخارج مصرفی بخش مسکن در توضیح بازده سهام نقش معنی‌داری نخواهد داشت.

از میان 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 دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف که توسط بریدن (۱۹۷۹) عنوان گردید، پرداخته‌اند. در این تحقیق ۱۳۴ سهم از بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده‌اند 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 کارایی بالاتری برخوردار است.

۳- مدل‌های برآورد بازده دارایی

۳-۱- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)

طبق بیان کوکران^۱ (۲۰۰۰) هر مدل قیمت‌گذاری دارایی بصورت $p = E(Mx)$ قابل بیان است. در این رابطه، P ، نشان دهنده قیمت دارایی، M ، عامل تنزیل تصادفی^۲ (SDF) و x ، بازدهی دارایی می‌باشد. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری 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^۳ (کوکران، ۲۰۰۰):

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

^۱ Cochrane

^۲ Stochastic Discount Factor

^۳ خوانندگان محترم به منظور پی‌گیری روند اثبات روابط جبری می‌توانند به کتاب قیمت‌گذاری دارایی‌ها نوشته کوکران (۲۰۰۰) (منبع شماره ۴) مراجعه نمایند.

در رابطه فوق، $R_{i,t+1}$ بازده دارایی نام است و M_{t+1} عامل تنزیل تصادفی است که تحت عنوان کرنل قیمت‌گذاری^۱ (SDF) شناخته می‌شود. در این مدل، عامل تنزیل تصادفی برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف بین دوره‌های^۲ (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 اوپلر 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:

$$U(C, \eta) = \frac{C^{1-\eta}}{1-\eta}, \quad 0 < \eta < \infty \quad (2)$$

در تابع مطلوبیت فوق (رابطه ۲)، 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 بین دوره‌ای است. مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه زیر به حداکثر می‌رساند:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \right\}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (3)$$

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

$$\text{Max}_{C_t} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left(\frac{C_{t+j}^{1-\eta}}{1-\eta} \right) \right\}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (4)$$

در رابطه (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^۳ (CRRA) در نظر گرفته شده است. طبق تعریف، برای بدست آوردن عامل تنزیل تصادفی (کرنل قیمت‌گذاری) می‌توان از رابطه زیر کمک گرفت:

^۱ Pricing kernel

^۲ Intertemporal Marginal Rate of Substitution

^۳ Constant Relative Risk Aversion

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

در رابطه فوق، $U'(C_{t+1})$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره آتی و $U'(C_t)$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره کنونی است. بدیهی است که در هر دوره فرد سرمایه-گذار می‌تواند بین مصرف کالاها یا خرید یک دارایی با بازدهی (R_{t+1}) انتخاب کند. قید بودجه به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$W_{t+1} = (1 + \mathfrak{R}_{W,t+1})(W_t - C_t) \quad (5)$$

در رابطه فوق W کل ثروت و $\mathfrak{R}_{W,t+1}$ بازده خالص است و بازده ناخالص نیز بصورت $R_t = 1 + \mathfrak{R}_t$ تعریف می‌شود. در این حالت کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\eta} \quad (6)$$

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

$$M_{t+1} \approx \beta [1 - \eta \Delta \ln C_{t+1}] \quad (7)$$

بعد از بدست آوردن کرنل قیمت‌گذاری با قرار دادن آن در رابطه اوپلر (۱)، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

۲-۳ مدل H-CCAPM

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 بجز مخارج بخش مسکن و نوع دوم مخارج مصرفی بخش مسکن خواهد بود. در این مدل تابع مطلوبیت شامل دو آرگومان خواهد بود که به صورت زیر است:

$$U(C_t, H_t) = \frac{(\tilde{C}_t)^{1-\eta}}{1-\frac{1}{\eta}}, \tilde{C}_t = \left[C_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega H_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (8)$$

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 به طوری که اگر مقدار ε برابر صفر باشد دو کالا مکمل هستند و اگر $\varepsilon \rightarrow \infty$ دو کالا جانشین‌های کاملی هستند. علاوه بر این 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:

$$M_{t+1} = \frac{\beta \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}}}{\frac{\partial U}{\partial C_t}} = \beta \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\eta} \left[\frac{1 + \omega \left(\frac{H_{t+1}}{C_{t+1}} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}}{1 + \omega \left(\frac{H_t}{C_t} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}} \right]^{\frac{1-\varepsilon\eta}{(\varepsilon-1)}} \right] \quad (9)$$

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

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\eta} \left(\frac{\alpha_{t+1}}{\alpha_t} \right)^{\frac{\eta-\varphi}{1-\varphi}} \quad (10)$$

در رابطه فوق تعاریف زیر برقرار است:

$$\alpha_t = \left(\frac{C_t}{C_t + p_h H} \right) \text{ و } \varphi = \frac{1}{\varepsilon} \quad (11)$$

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 بود، 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. پیازسی و همکاران (۲۰۰۷) نشان دادند که لگاریتم کرنل قیمت‌گذاری می‌تواند بصورت مدل خطی دو عاملی زیر نوشته شود:

$$\ln M_{t+1} = a + b \Delta \ln C_{t+1} + d \Delta \ln E_{t+1} \quad (12)$$

در رابطه فوق، E_{t+1} سهم مخارج مصرفی بجز مسکن و p_t^C و p_t^H قیمت مخارج مصرفی به غیر از مسکن و مخارج مصرفی بخش مسکن است. در مدل پیازسی و همکاران (۲۰۰۷)، سود تقسیمی و سهم مخارج مصرفی غیرمسکن مازاد بازده آتی سهام را پیش‌بینی می‌کند.

$$E_{t+1} = \frac{p_t^C C_t}{p_t^C C_t + p_t^H H_t} \quad (13)$$

۴- مقایسه دو مدل CCAPM و HCCAPM با تابع فاصله HJ و فرم کاهشی لگاریتم خطی^۱

در این مقاله برای مقایسه قدرت مدل‌ها در پیش‌بینی و توصیف بهتر داده‌ها از دو روش مقایسه پیش‌بینی خطاها بر اساس فرم کاهشی لگاریتم خطی و شاخص فاصله HJ (هنسن و جاناتان، ۱۹۹۷) استفاده شده است. مقایسه با روش فرم کاهشی لگاریتم خطی برای تبدیل معادلات اوپلر غیرخطی به روابط خطی استفاده می‌شود تا بتوان از معیارهای آکایک (AIC)، بیزین (BIC)، میانگین مربع خطاها (MSE) و میانگین قدر مطلق خطاها (MAE) برای مقایسه مدل‌ها استفاده کرد. برای اینکه بتوان برای معادلات اوپلر غیرخطی مربوطه پیش‌بینی را انجام داد طبق مطالعه وان، لیونگ و دانگ (۲۰۱۵) از فرم کاهشی لگاریتم خطی به صورت زیر استفاده می‌کنیم. با فرض همسانی واریانس و نرمال لگاریتمی بودن توزیع، رابطه قیمت‌گذاری $(1 = E_t(M_{t+1}R_{i,t+1}))$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$E_t m_{t+1} + E_t r_{t+1}^i + \frac{1}{2}(\sigma_m^2 + \sigma_i^2 + 2\sigma_{im}) = 0 \quad (14)$$

که m_{t+1} و r_{t+1}^i لگاریتم M_{t+1} و R_{t+1}^i است؛ σ_m^2 و σ_i^2 واریانس غیرشرطی m_{t+1} و r_{t+1}^i و σ_{im} کواریانس غیرشرطی آن‌هاست. $E_t r_{t+1}^i$ یک گام پیش‌بینی لگاریتم بازده از دارایی i است. بنابراین رابطه اوپلر لگاریتم خطی فوق می‌تواند برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گیرد. رابطه اوپلر لگاریتم خطی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM) با توجه به عامل تنزیل تصادفی (SDF) این مدل به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$E_t r_{t+1}^i = \phi_0 + \phi_1 E_t \ln(C_{t+1}/C_t) + \phi_2 E_t \ln(\alpha_{t+1}/\alpha_t) \quad (15)$$

در رابطه فوق (ϕ_0, ϕ_1, ϕ_2) توابعی از پارامترهای ساختاری می‌باشند. اگر به سمت راست رابطه فوق پیش‌بینی لگاریتم رشد مصرف و لگاریتم سهم مخارج مصرفی اضافه شود به فرم کاهشی پیش‌بینی رابطه برای بازده لگاریتمی تبدیل خواهد شد. حداقل مربعات باقی‌مانده‌ها در این قبیل مدل‌ها خطاهای لگاریتم بازده را پیش‌بینی می‌کند. این روش دیدگاه مناسبی برای مقایسه مدل‌ها نیست، زیرا در این روش مشخص نیست که خطاهای پیش‌بینی به خاطر کاستی مدل (HCCAPM) است یا به خاطر ضعیف بودن پیش‌بینی لگاریتم رشد مصرف و سهم مصرف که بر رابطه پیش‌بینی اضافه شده است. دیدگاه بهتر در این

^۱ Loglinear Reduced Form

زمینه این است که به جای پیش‌بینی لگاریتم مصرف از رشد مصرف و سهم رشد مصرف در موقعیت پیش‌بینی آن در سمت راست رابطه فوق استفاده شود در این حالت می‌توان خطاهای پیش‌بینی لگاریتم بازده را به مدل (HCCAPM) نسبت داد. (وان، لیونگ و دانگ، ۲۰۱۵)

شاخص‌های فوق برای مقایسه کارایی مدل‌ها استفاده می‌شوند ولیکن برای شناسایی خصوصیات ساختاری از معادلات اویلر روش مناسبی نیستند به همین دلیل در این پژوهش روش فاصله HJ (هنسن و جاناتان، ۱۹۹۷) نیز مورد استفاده قرار گرفته است. هنسن و جاناتان (۱۹۹۷) شاخصی (HJ) را برای مقایسه مدل‌های غیرخطی ارائه کرده‌اند. این شاخص که خطای تصریح غلط عامل تنزیل تصادفی (SDF) مدل را اندازه‌گیری می‌کند به صورت زیر به دست می‌آید (انتخاب m به طوری که مربع δ مینیمم شود):

$$\delta^2 = E(y - m)^2 \quad (16)$$

$$S.t \quad E(mx) = q$$

در رابطه فوق، y عامل تنزیل تصادفی (SDF) مدل، x بردار بازدهی‌های دارایی و q بردار قیمت‌های دارایی متناظر است. هنسن و جاناتان (۱۹۹۷) نشان دادند که رابطه فوق یک راه‌حل دارد و می‌توان به دو صورت رابطه فوق را بیان کرد. اولین بیان به صورت رابطه زیر است:

$$\delta^2 = E[y^2 - (y - \lambda'x)^2 - 2\lambda'q] \quad (17)$$

$$\lambda = (Exx')^{-1}E(xy - q)$$

بیان دوم از δ به صورت زیر است:

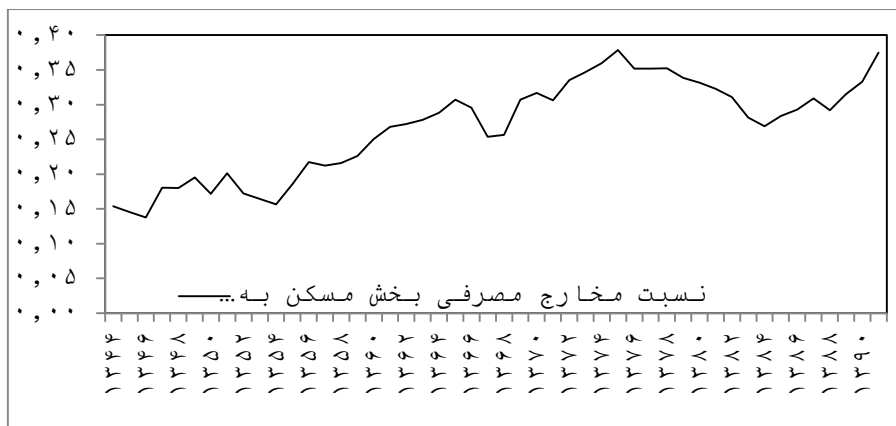
$$\delta^2 = (Exy - Eq)'(Exx')^{-1}(Exy - Eq) \quad (18)$$

که می‌تواند به عنوان یک میانگین وزنی از خطاهای قیمت‌گذاری ($E(xy - q)$) تعبیر شود. بنابراین طبق رابطه (۶) مدلی که خطای کمتری (δ) داشته باشد از لحاظ عملکرد مطلوب‌تر خواهد بود.

۵- داده‌ها و متغیرهای تحقیق

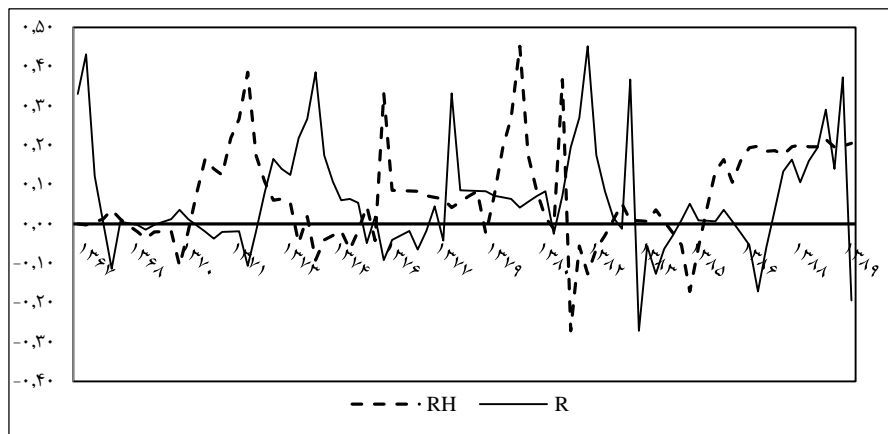
متغیرهای مورد نیاز برای تخمین معادلات اویلر مربوطه، داده‌های فصلی مربوط به دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ است که از وبسایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران برگرفته شده است. متغیرهای اصلی مورد نیاز برای تخمین مدل، مصرف بخش خصوصی می‌باشد که از دو بخش مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی تشکیل شده است. داده‌های 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. نمودار (۱) نسبت مخارج مصرفی بخش مسکن به کل مخارج مصرفی را در دوره مذکور نشان می‌دهد و گویای این نکته است که این روند با شیب نه چندان فزاینده در حال افزایش است. نمودار (۲) نیز بازده سهام و بازده مسکن را در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ به تصویر کشیده است. روند هر دو نمودار نوسانات زیادی را نشان می‌دهد ولی در عین حال که در ظاهر این روندها همبستگی منفی را نشان می‌دهد ولی کواریانس این روندها ۰/۰۱۴۱ است.



نمودار (۱): نسبت مخارج بخش مسکن به کل مخارج مصرفی (۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران



نمودار (۲): بازده بازار سهام و بازده مسکن (۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

علاوه بر داده‌های مصرف سرانه بخش خصوصی که در رابطه (۱۰) به صورت مستقیم ظاهر شده است (a_t و C_t) برای برآورد مدل‌ها با روش GMM نیاز به استفاده از متغیرهای ابزاری است که این متغیرها در بخش بعدی توضیح داده خواهد شد. جدول (۱) خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. در جدول (۱):

C: کل مصرف بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶،

Ch: مخارج مصرفی بخش مسکن،

R: نرخ بازده سهام،

CP: مخارج مصرفی بجز مسکن،

α_t : نسبت مخارج مصرفی غیر از بخش مسکن به کل مخارج مصرفی است.

جدول (۱): خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در تخمین معادلات اویلر

α_t	CP	Ch	r	C	مشخصه آماری
۰/۶۸	۳۲۱۱۷/۲۴	۱۵۰۲۹/۸۵	۵/۷۰	۴۷۱۴۷/۰۹	میانگین
۰/۰۳	۱۰۵۷۶/۸۳	۴۴۰۷/۸۳	۱۱/۱۵	۱۴۹۶۳/۸۸	انحراف معیار
۰/۸۹	۵۲۲۶۳/۸۱	۲۸۴۴۳/۲۴	۵۰/۹۹	۷۶۵۰۲	ماکزیمم
۰/۶۱	۱۷۴۱۹/۵۹	۳۰۴۰/۹۲	-۴۶/۶۰	۲۴۴۷۲/۲	مینیمم
۰/۶۸	۲۷۲۱۴/۱۷	۱۴۳۱۱/۴۷	۵/۰۹	۴۱۰۰۶/۶۰	میانه
۱/۶۴	۰/۴۰	۰/۲۹	۰/۰۱	۰/۳۵	چولگی
۴/۶۲	-۱/۵۶	-۰/۳۰	۲/۷۹	-۱/۴۷	کشیدگی
۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	تعداد مشاهدات

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- تخمین معادلات اویلر با روش GMM

در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به برآورد پارامترهای مدل CCAPM و HCCAPM پرداخته شده است. مقاله حاضر نسبت به مقالات اشاره شده و نیز تحقیقات دیگر موجود در این زمینه دارای تفاوت‌هایی هم در زمینه متغیرهای به کار رفته و هم شیوه آزمون است زیرا اولاً روش اقتصادسنجی اکثر تحقیقات (از جمله تحقیقات مذکور و تحقیقات دیگری که با الهام از این تحقیقات صورت گرفته‌اند) شیوه رگرسیونی حداقل مربعات معمولی می‌باشد و دوم اینکه متغیرهای استفاده شده برای بررسی بازده سهام اکثراً شامل متغیرهای مالی می‌باشند. روش GMM اولین بار توسط هانسن (۱۹۸۲) ارائه شد. پس از آن این روش برای تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری توسط هانسن و سینگلتون (۱۹۸۲) مورد استفاده قرار گرفت. مزیت این روش نسبت به روش‌های

پیشین این است که در این تکنیک می‌توان پارامترهای مدل را بدون هر گونه 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. روش GMM علاوه بر مزیت‌هایی فوق، دارای محدودیت‌هایی نیز می‌باشد زیرا لازمه کاربرد این روش، تعیین متغیر ابزاری مناسب برای حل مشکل درون‌زا بودن بین متغیرهای توضیحی و بازده سهام می‌باشد. متغیرهای ابزاری مسئله در جدول (۲) آورده شده است:

جدول (۲): تعریف متغیرهای ابزاری مدل

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
R(-2)*	نرخ بازده سهام	S1(-1)	نسبت S_{t-1}/S_{t-2}
RH(-1)	نرخ بازده مسکن	SS0(-2)	نسبت S_{t-2}/S_{t-3}
TEPEX	شاخص قیمت سهام	Consum76	مصرف خصوصی به قیمت ثابت ۷۶
PriceH(-1)	شاخص مسکن اجاره‌ای	IH	سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های جدید
S	پس‌انداز ناخالص ملی سرانه	home(-2)	تعداد ساختمان‌های تکمیل شده
GI(-2)	مخارج عمرانی دولت	GC(-1)	مخارج مصرفی دولت
exch(-2)	نرخ ارز غیررسمی	CS(-1)	نسبت مصرف سرانه به پس‌انداز سرانه

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده تعداد دوره‌های تأخیری است.

منبع: تعاریف تحقیق

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.

بهترین روش برای انتخاب متغیرهای ابزاری ابتدا نظریه‌های اقتصادی و بعد از آن شروع با تعداد ابزارهای کم و سپس افزودن متغیرهای جدید به بردار ابزارها می‌باشد. در گزینه‌های بعدی متغیرهای دیگری به عنوان ابزار اضافه می‌شود، 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 هم خطی بین متغیرهای ابزاری، خطای مدل، بدتر کردن شرایط تخمین مدل یا تخمین نتایج گوشه‌ای برای پارامترها شود، متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد. به همین منظور ما ابتدا با تعداد کم متغیر ابزاری شروع کردیم و در نهایت لیست متغیرهای ابزاری فوق به عنوان متغیرهای ابزاری مسئله معرفی شد.

هر چند روش GMM نیاز به فروض زیادی در مورد داده‌های تحقیق ندارد اما بررسی ایستایی متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ایستایی داده‌ها است. در این قسمت، آزمون ریشه واحد بر متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۳) 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 ایستا هستند.

جدول (۳): بررسی مانایی متغیرهای مدل

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
α_i	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۰۵	-۱۰/۰۲
C	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۰۱۷	-۲۰/۵۰۰
RH	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۸	-۵/۴۶
TEPEX	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۵۰	-۹/۵۰
PriceH(-1)	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۲۵	-۴/۲۹
S	با عرض از مبدأ و روند	۳/۲۲	۳/۳۹
GI(-2)	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۲۵	-۹/۲۴
exch(-2)	با عرض از مبدأ و روند	۲/۳۰	۴/۳۰
S1(-1)	با عرض از مبدأ و روند	-۱۱/۱۹	-۱۱/۳۱
SS0(-2)	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۳۸	-۱۳/۹۶
Consum76	با عرض از مبدأ و روند	۳/۳۵	۴/۵۲
IH	با عرض از مبدأ و روند	۲/۳۹	۳/۳۵
home(-2)	با عرض از مبدأ و روند	۲/۴۷	۳/۴۸
GC(-1)	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۲۱	۱/۸۰

*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.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تخمین معادلات اوپلر مربوط به مدل‌های CCAPM و H-CCAPM (جایگزینی روابط ۶ و ۹ در رابطه ۱ و تخمین با روش GMM) در جدول (۴) نشان داده شده است. در این جدول علاوه بر مقادیر عددی برآورد شده برای پارامترها، در دو ستون آخر جدول، مقدار آماره J و احتمال آن آورده شده است در مورد این دو ستون می‌توان بیان کرد که سازگاری تخمین‌زننده GMM به معنای 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 J هانسن (۱۹۸۲) برای محدودیت‌های بیش از حد معین ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری کند و بصورت زیر قابل بیان است:

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \rightarrow \chi^2(r-1)$$

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 کی-دو با $(r-1)$ درجه آزادی می‌باشد. متعاقباً هانسن و جاناتان (۱۹۹۱) 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 اقتصادی Eviews 8، r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت‌های تعاملی یا شروط گشتاوری) و l نیز تعداد پارامترهای مدل است.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل GMM

احتمال آماره آزمون J p-Value	آماره آزمون J	نتایج تخمین با روش GMM			مدل
		ϕ	η	β	
۰/۳۴	۱۸/۷۲	-	۱۴/۷۴۲ (۲/۲۶)	۰/۹۰۲ (۶/۶۴)	CCAPM
۰/۲۳	۱۹/۷۳	۰/۸۴۴ (۱۵/۲۹)	۲۰/۶۹ (۳/۰۵)	۰/۹۷۰ (۲/۰۲)	H-CCAPM

* اعداد داخل پرانتز (آماره t)

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول (۴)، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. بعبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل

(مخارج مصرف بخش خصوصی و نسبت مخارج مصرفی مسکن به کل مخارج مصرفی) بر بازده سهام اثر معناداری دارند. در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون J استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. همان طور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند. نتایج بدست آمده از مدل CCAPM برای پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر $0/902$ می‌باشد، آماره t برای این پارامتر نشان از معناداری تخمین دارد و این مقدار در بازه تعریف شده برای این پارامتر ($0 < \beta < 1$) قرار دارد، همان طور 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 $14/742$ 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 بازه 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.

نتایج بدست آمده از مدل H-CCAPM حاکی از معناداری تک‌تک پارامترهاست. تخمین پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر $0/970$ می‌باشد، به عبارتی می‌توان نتیجه گرفت که افراد در مصرف بین دوره‌ای شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند. تخمین پارامتر η در این مدل مقدار $20/69$ 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 $\phi = \frac{1}{\varepsilon}$ است که در این رابطه ε کشش جانشینی ثابت بین C_t و H_t است. مقدار برآورد این پارامتر در مدل $0/844$ است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که کشش جانشینی بین مخارج مصرفی غیر از مسکن و مخارج مصرفی در بخش مسکن $1/184$ 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 بدست آورده‌اند.

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 (۵) می‌توان عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها را با ۵ معیار مشاهده کرد. این ۵ معیار عبارتند از معیار اطلاعات آکاییک (AIC)، معیار اطلاعات شوارز بیزین (BIC)، ریشه میانگین مربع خطاها (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطاها (MAE) و شاخص تابع فاصله HJ. همان‌طور که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد ۵ معیار فوق نشان از برتری مدل CCAPM نسبت به مدل HCCAPM دارد. بعبارت دیگر مدل CCAPM در توضیح بازده سهام در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ کارا تر عمل می‌کند. بهترین معیار برای مقایسه روابط غیرخطی و مبتنی بر مدل‌های GMM استفاده از روش تابع فاصله HJ می‌باشد.

جدول (۵): نتایج مقایسه مدل‌ها

مدل	AIC	BIC	RMSE	MAE	HJ
HCCAPM	۵/۸۹	۵/۹۷	۰/۱۷۴	۰/۱۶۴	۰/۰۹۶۷۷
CCAPM	۴/۴۲	۴/۵۰	۰/۱۳۶	۰/۱۲۶	۰/۰۶۳۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از مهمترین شاخه‌های علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. مدل‌های پایه قیمت‌گذاری دارایی‌ها از جمله مدل CCAPM با انتقاداتی همراه بوده است بنابراین مطالعات سال‌های اخیر اقتصاددانان در حوزه اقتصاد مالی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل‌های جدیدی را به این حوزه معرفی کرده است که این مدل‌ها گاهی شامل متغیرهای کلان اقتصادی نیز می‌باشند. یکی از متغیرهایی که به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها وارد شده است مخارج مصرفی بخش مسکن خانوارها می‌باشد. ورود مخارج مصرفی بخش مسکن به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با معرفی مدل HCCAPM آغاز شده است. این مدل یکی از حالات مدل CCAPM می‌باشد که در آن مخارج مصرفی به

دو بخش مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی تفکیک شده است. هدف اصلی این مقاله بررسی معناداری مخارج مصرفی و اجزاء آن (مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی) در توضیح بازده سهام است. در همین راستا در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ مدل CCAPM و HCCAPM با روش GMM تخمین زده شده است. نتایج تخمین مدل‌ها نشان از معناداری پارامترهای دو مدل دارد. مقدار بدست آمده برای پارامترها نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود نداشته و ریسک‌گریزی بالایی دارند. علاوه بر آن می‌توان نتیجه گرفت که کشش جانشینی بین مخارج مصرفی غیر از مسکن و مخارج مصرفی در بخش مسکن مثبت می‌باشد.

با توجه به بررسی‌ها و نتایج این مقاله هر چند مدل HCCAPM قدرت توضیح دهنده بازده سهام را دارد و لیکن نسبت به مدل CCAPM پایه از کارایی کمتری برخوردار می‌باشد بنابراین می‌توان نتیجه گرفت مخارج مصرفی بخش مسکن بر بازده سهام اثرگذار است ولی هنگامی که مخارج مصرفی را به صورت یک متغیر کل در نظر بگیریم قدرت توضیح‌دهندگی مدل افزایش پیدا می‌کند. این نتیجه‌گیری محققان اقتصاد مالی را برای آزمون سایر مدل‌های قیمت‌گذاری رهنمون می‌کند که در این مدل‌ها توجه ویژه به متغیرهای کلان اقتصادی حائز اهمیت خواهد بود. بنابراین پیشنهاد می‌شود با توجه به اهمیت تبیین رابطه ریسک و بازده، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در اقتصاد کشور بیش از پیش مورد توجه قرار گیرد و آزمون مدل‌های مختلف با حالات گوناگون برای رسیدن به یک مدل مناسب در این زمینه ضروری است. علاوه بر این، با توجه به نتایج تحقیق و بررسی‌های انجام شده پیشنهاد می‌گردد: سرمایه‌گذاران، مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تحلیل‌گران بازار سرمایه و ... برای بررسی رفتار و عوامل متغیرهای اثرگذار بر بازده سهام علاوه بر متغیرهای مالی به متغیرهای کلان اقتصادی همچون مخارج مصرفی نیز توجه ویژه‌ای داشته باشند.

با توجه به نتایج بدست آمده مدل CCAPM به عنوان مدل مطلوب‌تر در پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد و با توجه به تحقیقاتی که در پیشینه تحقیق آورده شده است برای تحقیقات آینده پیشنهاد می‌شود سایر مدل‌های قیمت‌گذاری نیز مورد سنجش قرار گیرند و اثر سایر متغیرها نیز بر بازده سهام مورد بررسی قرار گیرد. می‌توان به جای مصرف از سود پرداختی سهام و رشد آن استفاده شود و با بتای سنتی

مورد مقایسه قرار گیرد. می‌توان تغییرات در واردات را بجای تغییرات هزینه مصرف مد نظر قرار داد و مدل را مورد آزمون قرار داد.

فهرست منابع

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

1. Breeden, D. T. (1979). An inter temporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.
2. Bach, Ch, & Moller, S. (2011). Habit-based asset pricing with limited participation consumption. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 2891-2901.
3. Cochrane, J. H. (2000). Asset pricing: Princeton university press.
4. Davis, M. A., & Martin, R. F. (2009). Housing, house prices, and the equity premium puzzle. *FEDS working paper*, 2005-13.
5. 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.
6. Flavin, M., & Liang, X. (2013). The housing CCAPM with adjustment costs and heterogeneous agents. *Journal of the Econometric Society*, 10(2), 31-52.
7. 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.
8. Grossman, S. J. & Laroque, G. (1990). Asset pricing and optimal portfolio choice in the presence of illiquid durable consumption goods. *econometrica*, 58(1), 25-51.
9. Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1269-1286.
10. Janecek, K. (2004). What is a realistic Aversion to Risk for real-world individual Investors? *Working Paper*, Carnegie Mellon University, ۲۰-۱.
11. 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.
12. 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.

13. Mehra, R, & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: a puzzle. *Journal of monetary Economics*, 15(2), 145-161.
14. Piazzesi, M, Schneider, M, Tuzel, S. (2007). Housing, consumption and asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 83(3), 531-569.
15. 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.