

## معمای صرف سهام در چارچوب مدل عادات با توابع واکنش فازی\*: شواهدی از ایران

علیرضا عرفانی<sup>۱</sup>

سولماز صفری<sup>۲</sup>

### چکیده

شرایط اقتصاد و بازار سهام بر صرف سهام تأثیر بالایی می‌تواند داشته باشد. بر این اساس، هدف مطالعه حاضر، کمک به حل معمای صرف سهام با ترکیب رژیمهای اقتصاد و بازار توسط متغیرهای مجازی فازی بوده است. رژیمهای ترکیبی اقتصاد و بازار تحت عنوان توابع واکنش فازی وارد مدل قیمت گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب عادات شده است. این مدلسازی توسط تولید منابعی اضافه برای صرف ریسک سهام به حل معمای صرف سهام از دیدگاهی متفاوت کمک نموده است. مدل بگونه‌ای طراحی شده که در صورت رد فرضیه معادل با مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف گردد. نتایج استفاده از مدل پیشنهادی در داده‌های ایران طی بازه زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ بصورت فصلی نشان داد: صرف سهام و ریسک‌گریزی مخالف با رژیمهای اقتصاد حرکت می‌کند. بطوریکه در رژیم رکود اقتصاد اخبار بد مصرف، باعث افزایش ریسک‌گریز نسبی و در نتیجه صرف سهام بالا می‌شود. در این رژیم فرد تنها در قبال جبرانی بالا حاضر به پذیرش ریسک است و تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی مطمئن همانند سپرده‌های بانکی دارد. از طرفی اخبار خوب در رژیم رونق اقتصاد، ریسک‌گریزی و در نتیجه صرف سهام را کاهش می‌دهد. همچنین رژیمهای افزایشی و کاهش‌ی بازار در ترکیب با رژیمهای اقتصاد، بر شدت این حرکتها تأثیر گذاشته است.

طبقه بندی JEL: G10, C32

کلیدواژگان: گارچ دو متغیره، فازی، صرف سهام، مدل عادات

\* مقاله حاضر، از رساله دکتری سولماز صفری با عنوان "بررسی معمای صرف سهام در ایران در چارچوب مدل‌های گارچ چند متغیره فازی" با راهنمایی دکتر علیرضا عرفانی در دانشگاه سمنان استخراج شده است.

<sup>۱</sup> دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه سمنان، ایران [aerfani@semnan.ac.ir](mailto:aerfani@semnan.ac.ir)

<sup>۲</sup> دانشجوی دکترا علوم اقتصادی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان، ایران [Safari.solmaz@yahoo.com](mailto:Safari.solmaz@yahoo.com)

## ۱. مقدمه

صرف سهام از تفاوت نرخ بازده دارایی بدون ریسک از نرخ بازده‌های سهام بدست می‌آید. آیا توضیح منطقی برای این صرف وجود دارد؟ شکست تئوری مالی جهت توضیح صرف سهام زیاد، به "معمای صرف سهام" شهرت یافت. معمای صرف سهام توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) بیان شد. مدل‌های استاندارد قیمت‌گذاری دارایی تنها زمانیکه ضریب ریسک‌گریز نسبی (قیمت ریسک) سرمایه‌گذار، بصورت غیرقابل توجیهی بزرگ باشد، توانایی انطباق داده‌های واقعی با تئوری را دارند.

اقتصاددانان ریسک‌گریزی بالا را غیرقابل توجیه می‌دانند. بدین‌علت که ریسک-گریزی بالا به معنای گریز افراد از عدم ثبات و نوسان در مسیر مصرف است. اما مصرف در طول زمان در حال رشد است. بنابراین افراد برای اصلاح مصرف جاری باید از آینده قرض بگیرند. این تمایل برای قرض‌گیری منجر به افزایش نرخ بهره واقعی دارایی بدون ریسک خواهد شد. اما نرخهای بهره واقعی دارایی بدون ریسک بندرت در طول زمان مثبت هستند. در نتیجه با معمای نرخ دارایی بدون ریسک فیلیپ ویل (۱۹۸۹) مواجه می‌شویم. بنابراین موضوع نخست در این تحقیق بررسی وجود معما با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی استاندارد بر اساس مصرف است.

بیشتر تحقیقات، ریسک‌گریزی را بصورت پارامتری ساختاری که مقدارش در طول زمان ثابت است، در نظر گرفته‌اند. اگر چه وجود این فرض باعث آسانی کار می‌شود، ولیکن برقراری آن در جهان واقعی بسیار دشوار است. بر اساس زاویه دید روانشناسی از تصمیم‌گیری، مردم نسبت به کاهش در سطح رفاهشان تا افزایش آن حساسیت بیشتری دارند. بنابراین امکان تغییر ضریب ریسک-گریزی در سراسر رژیمها و زمان وجود دارد. به نظر می‌رسد، ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران بازار در میان دوره‌های رکود به دلیل ترس از آنچه که در بازار اتفاق خواهد افتاد، نسبت به دوره‌های رونق بطور غیر معقولانه‌ای بالا باشد.

با این توضیحات در ادامه، پژوهش حاضر در جستجوی مدلی نظری و تجربی است که قادر به توضیح صرف سهام بازار تهران باشد. در این راستا از دو تحقیق الهام گرفته شده است. این دو تحقیق، مدل مشهور عادات کمبل و کهران (۱۹۹۹) و رژیم ترجیحات بازارهای افزایشی و کاهششی گردن و آمور (۲۰۰۰) است. چارچوب عادات، در زمینه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف به دلیل کمک در حل معمای صرف سهام مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و معمای نرخ دارایی بدون ریسک ویل (۱۹۸۹) بخوبی شناخته شده است. در این مدل ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار، زمانیکه شانس رکود افزایش می‌یابد بصورت چشمگیری افزایش پیدا کرده و در نتیجه مدل صرف سهام بالایی را تولید می‌کند. از آنجاییکه ریسک‌گریزی زمانیکه مصرف کاهش پیدا می‌کند افزایش می‌یابد، تقاضای احتیاطی برای اوراق قرضه بوجود آمده که منجر به کاهش نرخ دارایی بدون ریسک خواهد شد. این مدل با هر دو داده‌های مصرف و بازار دارایی سازگار است. در این مدل ریسک‌گریزی نماینده اقتصاد، با تفاوت بین مصرف و عادت نماینده که از طریق مصرف گذشته شکل می‌گیرد تغییر می‌کند. گردن و آمور (۲۰۰۰) نشان دادند، انحنای تابع مطلوبیت با توجه به رژیمهای بازار تغییر می‌کند. در نتیجه این تغییر، ریسک‌گریزی افراد در طول زمان تغییر خواهد کرد. بنابراین در پژوهش حاضر، بطور خلاصه فرض شده، در چارچوب مدل عادات، اخبار مصرف در رژیمهای ترکیبی بازار و اقتصاد باعث تغییر در ریسک‌گریزی و در نتیجه صرف سهام خواهد شد.

نقطه عطف پژوهش حاضر در ارائه رژیمهای ترکیبی اقتصاد کلان و بازار و استفاده آنها در توسعه ایده ریسک‌گریزی متغیر در زمان قرار دارد. توسعه ریسک‌گریزی متغیر در زمان نیز به نوبه خود منجر به تولید منابعی اضافه از صرف ریسک سهام و توضیح بهتر صرف سهام می‌شود. رژیمهای ترکیبی بر پایه منطق فازی ساخته شده است. در واقع یکی از مهمترین دلایل عدم ثبات متغیرهای اقتصادی بروز شوکها و تغییرات رژیمهای اقتصادی و مالی ناشی از تحولات سیاسی، اجتماعی و برنامه‌های اقتصادی است. به دلیل عدم قطعیتی که در این شوکها و رژیمها وجود دارد، اندازه‌گیری آنها در غالب متغیرهای دو

ارزشی دقیق نمی‌باشد. لغت فازی نیز به معنای ابهام است (زاده، ۱۹۶۵). این ابهام به دلیل عدم قطعیت ناشی از عوامل مختلف، همچون نامعلوم بودن موضوع نشأت می‌گیرد. با این توضیحات، در این مطالعه همانند مدل‌های تغییر رژیم در سری‌های زمانی، برای متغیرهای مجازی توابع انتقال در نظر گرفته می‌شود. ولیکن توابع انتقال معرفی شده توسط روش خوشه‌بندی فازی ارائه می‌شود. در نهایت خوشه‌ها با استفاده از منطق فازی با یکدیگر ترکیب می‌شوند. در واقع مطالعه حاضر روشی جدید جهت فازی‌سازی متغیرهای مجازی و کاربرد آن در انواع مدل‌های اقتصادسنجی ارائه می‌کند.

جهت رسیدن به اهداف فوق بعد از مقدمه به مروری بر ادبیات تجربی مطالعه حاضر پرداخته شده‌است. بخش ۳ مدل نظری ارائه شده‌است. بخش ۴ روش‌شناسی پژوهش قرار دارد. تحلیل داده‌ها و یافته‌های تجربی در بخش ۵ بررسی و ارائه شده‌است. بخش آخر به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## ۲. ادبیات تجربی

مدل رشد نئوکلاسیک و انواع تصادفی آن ساختاری مرکزی را در امور مالی معاصر، مالیه عمومی و نظریه چرخه‌های تجاری به خود اختصاص می‌دهد. این مدل بصورت وسیعی توسط محققانی چون لوکاس (۱۹۷۸) استفاده شده‌است. در حقیقت بیشتر بصیرت اقتصاد از کلاس این مدل گرفته شده‌است. مفهوم اصلی در چارچوب این مدل بیان می‌کند، مصرف حال و برخی دوره‌های آینده با کالاهای متفاوت انجام می‌شود. قیمت‌های نسبی این کالاهای متفاوت برابر با تمایلات مردم جهت جانشینی این کالاها و توانایی کسب و کار برای تبدیل کالاها به یکدیگر است. این مدل زمانیکه با داده‌های تجربی اقتصاد کلان و بخصوص تئوری چرخه تجاری روبرو می‌شود، موفقیت‌های قابل ملاحظه‌ای دارد. متأسفانه در برخورد با داده‌های مالی بازار سهام این مدل رد می‌شود. شاید بهترین مثال برای این آزمون مقاله مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و طرح معمای صرف سهام باشد.

مهرا و پرسکات با تغییراتی در مدل لوکاس (۱۹۷۸) این بحث را به تصویر کشاندند. آنها با تنظیم مقدار ضریب ریسک‌گریزی ۱۰ و فاکتور تنزیل  $\delta$  برابر با ۰/۹۹ نرخ دارایی بدون ریسک را معادل ۱۲/۷ درصد و بازده‌های سهام را ۱۴/۱ درصد بدست آوردند. این نتیجه دلالت بر صرف سهامی معادل ۱/۴ درصد که بسیار پایین‌تر از

مقدار مشاهده شده ۶ درصد است، دارد. با توجه به محدودیت ضریب ریسک‌گریز نسبی ( $\alpha$ ) و  $\delta$  در این کلاس از مدلها حداکثر صرف سهامی که می‌توان بدست آورد ۱/۴ درصد است. به دلیل اینکه صرف سهام مشاهده ۶ درصد بود، مهرا و پرسکات ادعا کردند، معمایی وجود دارد که ملاحظات ریسک به تنهایی قادر به حل آن نمی‌باشد. این محققان ادعا نمودند با ضریب ریسک‌گریز بیش از ۵۰ مشکل برطرف خواهد شد. بعد از مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) محققان بسیار زیادی در تلاش برای بررسی و حل این معما تا کنون بوده‌اند. بعنوان مثال اپستین و زین (۱۹۹۱) با معرفی کلاسی از ترجیحات، اجازه دادند تا ضریب ریسک‌گریز نسبی و نرخ ترجیح زمانی از یکدیگر مستقل باشد. بنابراین در مدلشان ضریب بالای ریسک‌گریزی دلالت به تمایل هموار نمودن مصرف در سراسر زمان ندارد. این اصلاح معمای نرخ بازده دارایی بدون ریسک را حل کرد ولی قادر به حل معمای صرف سهام نبود.

براندت و وانگ (۲۰۰۳) مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب عادات را با در نظر گرفتن تغییر ریسک‌گریزی نسبت به اخبار مصرف و تورم توسعه داد. نتایج این مطالعه در چارچوب برآوردگر GMM به همراه شبیه‌سازی بر اساس روش حداقل مربعات نشان داد که ریسک‌گریزی در پاسخ به اخبار تورم تغییر می‌کند و صرف سهام در حضور تورم افزایش می‌یابد. کنساتنتین و همکاران (۲۰۰۲) بیان می‌کنند ویژگی سهام به عنوان دارایی با توجه به نگهدارنده آن تغییر می‌کند. آنها با ورود چرخه‌های زندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی جهت حل همزمان معمای صرف سهام و نرخ دارایی بدون ریسک سعی کردند.

نوری و میرآخور (۲۰۱۰) با استفاده از داده بازار کشورهای نوظهور و بزرگ بدین نتیجه می‌رسد که معمای صرف سهام پدیده‌ای جهانی است. همچنین آنها نشان دادند که قسمت بزرگی از صرف سهام در نتیجه ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار از ابهام و ضعف موسسات مالی در کشورهایی با بازار نوظهور است. دنادلی و پرسپری (۲۰۱۲) با بررسی معمای صرف سهام در کشورهای توسعه یافته و نوظهور و در چارچوب مدل استاندارد مهرا و پرسکات (۲۰۰۳) مشاهده نمودند در دهه اخیر صرف سهام در کشورهای توسعه یافته کاهش یافته و یا منفی می‌باشد در حالیکه در کشورهای نوظهور همانند برزیل و آرژانتین صرف سهام بالایی وجود دارد. آنها با کمک روش رگرسیون با پنجره غلتان، ادعا می‌کنند که عدم دستیابی به یک جانشین مناسب برای دارایی بدون ریسک، فروض نامناسب مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی

بر مصرف و کمبود داده منجر به برآورد غیرعادی از ضریب ریسک‌گریز نسبی هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم نوظهور شده‌است. زیو و همکاران (۲۰۱۴) با معرفی گریز از ناامیدی (گریز از نتایجی که امکان دارد نسبت به انتظارات متوسط بدتر باشد) و استفاده آن در مدل انتخاب سبد سهام که یک سرمایه‌گذار بین دارایی ریسکی و غیرریسکی برمی‌گزیند، بدین نتیجه رسیدند که گریز از ناامیدی نقش بسیار مهمی را در توضیح صرف سهام در ۱۹ کشور تحت بررسیشان دارد.

با وجود اینکه سالها از طرح معمای صرف سهام می‌گذرد، در داخل کشور مطالعه‌ای که صرفاً به بررسی معمای صرف سهام در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف و ارائه مدلی توانمند برای توضیح صرف سهام مشاهده شده در بازار تهران پردازد، وجود ندارد. بیشتر مطالعات داخلی فقط به بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی از این جهت که کدام صرف سهام را بهتر توضیح می‌دهد، پرداخته‌اند بدون توجه به مشکلات و معماهایی که در این نوع مدلها وجود دارد. در ادامه به بررسی این مطالعات پرداخته شده‌است.

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه خود به بررسی و رقابت بین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی (CAPM) و قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف (C-CAPM) پرداختند. در این مطالعه از سری زمانی هزینه مصرفی سرانه خانوار برای مصرف استفاده شده است. نتایج این تحقیق حاکی از موفقیت نسبی مدل قیمت‌گذاری دارایی سنتی است.

تنها مطالعه بررسی وجود معمای صرف سهام در داخل کشور مربوط به کشاورز حداد و اصفهانی (۱۳۹۲) می‌باشد. آنها در چارچوب آزمونهای تسلط تصادفی و در بازه زمانی ۱۳۷۶-۱۳۹۰ نشان دادند که معمای صرف سهام در ایران وجود ندارد. محمدرزاده و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه خود به مقایسه بین مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف (C-CAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف مسکن (H-CCAPM) پرداختند. این مطالعه در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) نشان داد که مدل C-CAPM نسبت به مدل H-CCAPM در توضیح بازده سهام تهران کارتر عمل می‌کند. از طرفی ضریب‌ریسک‌گریز نسبی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف و بر اساس مخارج مصرفی مسکن به ترتیب ۱۴ و ۲۰ گزارش شده است. این ضرایب به ریسک‌گریزی بالای سرمایه‌گذار

در ایران اشاره می‌کند. اما از آنجایی که خارج از محدوده مجاز تجربی و تئوری است، به موضوع وجود معما در ایران اشاره می‌کند. در این مطالعه هیچ اشاره‌ای به این معما نشده است. هدف پیازی (۲۰۰۷) از ارائه مدل H-CCAPM حل معمای صرف سهام و نرخ دارایی بدون ریسک بوده است. اما در مطالعه محمدزاده و همکاران مشاهده می‌شود که در ایران این مدل نیز کارایی ندارد و نمی‌تواند معما را حل نماید.

### ۳. مدل نظری

در این بخش مدل‌های نظری پژوهش ارائه شده است. زیر بخش نخست اختصاص به معرفی مدل نظری معمای صرف سهام کمبل (۱۹۹۶، ۲۰۰۳) دارد. این مدل در حقیقت مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف با تابع مطلوبیت توانی است که کمبل از آن جهت آزمون معمای صرف سهام استفاده نموده است. در این تحقیق جهت بررسی معما از این مدل استفاده شده است. در بخش دوم به معرفی مدل صرف سهام در چارچوب عادات با توابع واکنش فازی پرداخته شده است.

#### ۱-۳. مدل معمای صرف سهام کمبل (۱۹۹۶، ۲۰۰۳)

معمای صرف سهام به راه‌های متفاوت بیان می‌شود. در این مطالعه از رویکرد کمبل (۱۹۹۶، ۲۰۰۳) استفاده شده است، با این تفاوت که به بازده‌های سهام و رشد مصرف اجازه داده می‌شود، از واریانس ناهمسانی شرطی تبعیت نمایند. در این مدل عامل نماینده تابع مطلوبیت جداپذیر زمانی خود را با در نظر گرفتن محدودیت بودجه حداکثر می‌کند. حاصل شرایط مرتبه اول مسئله، معادلات اولر می‌باشد که مسیر مصرف و سرمایه‌گذاری بهینه عامل نماینده را شرح می‌دهد. عامل نماینده کاهش مصرف جاریش را معادل سود انتظاری در مصرف تنزیل شده دوره بعد قرار می‌دهد. تابع مطلوبیت توانی عامل نماینده در رابطه زیر معرفی شده است:

$$Max E_t \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \frac{C_{t+j}^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad (1)$$

با استفاده از تابع مطلوبیت توانی رابطه (۱) و اندکی عبارات جبری و فرض اینکه بازده‌های سهام و نرخ رشد مصرف دارای توزیع توأم لگ نرمال با نوسان متغیر در زمان است و نهایتاً با گرفتن لگاریتم از روابط، صرف سهام بصورت معادله زیر معرفی می‌شود:

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{h_{rt}}{2} = ah_{r,c} \quad (2)$$

در رابطه (۲)،  $r_{i,t+1}$  لگاریتم بازده‌های خالص دارایی  $i$ ،  $r_{f,t+1}$  بازده‌های دارایی بدون ریسک،  $c_t = \log(C_t)$  مصرف نهایی خانوار،  $h_{r,t}$  وایانس شرطی لگاریتم بازده‌های سهام و نرخ رشد مصرف نهایی خانوار و  $h_{r,c}$  کوواریانس شرطی را نشان می‌دهد.

بنابراین صرف سهام معادل تفاوت بازده دارایی‌های بدون ریسک از بازده سهام و صرف ریسک سهام برابر با ضریب ریسک‌گریز نسبی ضربدر کوواریانس بازده‌های سهام با نرخ رشد مصرف است. ضریب  $\alpha$  در رابطه (۲) ریسک‌گریز نسبی ثابت عامل نماینده را بصورت پارامتری ساختاری که مقدارش در طول زمان ثابت است، در نظر می‌گیرد. در ادامه مدلی نظری برای نشان دادن تغییرات ریسک‌گریزی بر پایه ترجیحات عامل نماینده که توسعه‌ای از مدل عادات کمبل و کهران (۱۹۹۹) است، ارائه شده است.

## ۲-۳. معرفی مدل در چارچوب مدل عادات با توابع واکنش فازی

### ۱-۲-۳. ارائه ترجیحات و مدل‌سازی ریسک‌گریزی نسبی متغیر در زمان

اساس این مدل، همان مدل کمبل (۱۹۹۶، ۲۰۰۳) است با این تفاوت که متغیر عادات وارد تابع مطلوبیت توانی عامل نماینده اقتصاد می‌شود. با ورود متغیر عادات ریسک-گریز نسبی عامل نماینده متغیر می‌شود. با پیروی از کمبل و کهران (۱۹۹۹) اقتصادی را بررسی می‌کنیم که در آن عامل نماینده با عمر نامحدود، انتظار شرطی مطلوبیت مصرف طول عمر زندگی خویش را به حداکثر می‌رساند:

$$u(C_1, C_2, C_3, \dots, C_\infty) = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t u(C_t - X_t), \quad (3)$$

$$u(C_t - X_t) = \begin{cases} \ln(C_t - X_t) & \text{if } \alpha = 1, \\ \frac{(C_t - X_t)^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha} & \text{if } \alpha > 0 \text{ but } \alpha \neq 1. \end{cases} \quad (4)$$

ضریب  $\delta$  فاکتور تنزیل ذهنی،  $C_t$  جریان مصرف حقیقی در زمان  $t$ ، و  $X_t$  عادات یا سطح مرجع ذهنی از مصرف عامل نماینده است. بعنوان مثال عادات می‌تواند توسط مصرف دوره گذشته اندازه‌گیری شود. برای  $X_t$  دو محدودیت وجود دارد: (۱) نمی‌تواند بیش از مصرف باشد، بطوریکه برای تمام  $t$  ها داریم:  $C_t - X_t \geq 0$  (۲) سطح مرجع در سبد انتخاب نماینده اقتصاد برونزا است. ضریب  $\alpha$  انحنای تابع مطلوبیت نماینده اقتصاد را با توجه به  $C_t - X_t$  اندازه می‌گیرد. بنابراین فقط زمانی که  $X_t = 0$  باشد، ریسک‌گریز نسبی برابر با  $\alpha$  است. ریسک‌گریز نسبی که انحنای



تابع مطلوبیت را با توجه به  $C_t$  اندازه می‌گیرد، متغیر در زمان است و با فرمول زیر ارائه می‌شود:

$$RRA_t = -\frac{C_t u_{cc}(C_t - X_t)}{u_c(C_t - X_t)} = \alpha \frac{C_t}{C_t - X_t} = \alpha \frac{1}{S_t}, \quad (5)$$

که  $u_c$  و  $u_{cc}$  به ترتیب مشتقات اول و دوم با توجه به مصرف است. متغیر حالت  $S_t = \frac{(C_t - X_t)}{C_t}$  را نسبت مصرف اضافه که مطلوبیت مثبت می‌دهد می‌نامیم. برای تساوی دوم از معادله (۵) از این حقیقت استفاده شده که  $X_t$  برونزا است، در نتیجه نمی‌تواند به مصرف جاری بستگی داشته باشد. بعبارتی دیگر  $\frac{\partial X_t}{\partial C_t} = 0$  است. با توجه به اینکه مصرف جاری نمی‌تواند کمتر از  $X_t$  باشد بنابراین  $0 < S_t$  می‌باشد و  $0 < RRA_t, 0 < \alpha$  نگه داشته می‌شود.

در ادامه بجای معین نمودن فرایند برای لگاریتم متغیر حالت، در این مطالعه با پیروی از براندت و وانگ (۲۰۰۳) فرایندی برای لگاریتم ریسک‌گریزی اما متفاوت مشخص می‌شود. اگر  $\gamma_t = \ln RRA_t$  در نظر بگیریم، بنابراین فرض می‌کنیم که لگاریتم ریسک‌گریزی از فرایند زیر پیروی می‌کند:

$$\gamma_{t+1} = \phi \gamma_t - e_{t+1}, \quad (6)$$

در مدل (۶)،  $e_{t+1}$  مانده‌های ساختگی فرایند لگاریتم ریسک‌گریز نسبی است و بصورت زیر مشخص می‌شوند:

$$e_{t+1} = \theta_1 * LL_{cr,t} * \varepsilon_{t+1}^c + \theta_2 * LH_{cr,t} * \varepsilon_{t+1}^c + \theta_3 * HL_{cr,t} * \varepsilon_{t+1}^c + \theta_4 * HH_{cr,t} * \varepsilon_{t+1}^c$$

$$\varepsilon_{t+1}^g = c_{t+1} - E_t [c_{t+1}], \quad (7)$$

توجه شود که مانده‌های ساختگی  $e_{t+1}$  باعث تغییر و حرکت ریسک‌گریزی در زمان می‌شود و از مدل (۶) کم شده‌است. بدین علت که عامل نماینده خواهان اخبار خوب و گریزان از اخبار بد رشد مصرف است. بنابراین اخبار خوب (شوکه‌های مثبت) باعث کاهش ریسک‌گریزی و اخبار بد (شوکه‌های منفی) افزایش آن می‌شود.

در مدل (۷)،  $c_{t+1}$  لگاریتم رشد مصرف است.  $\varepsilon_{t+1}^c$  با میانگین صفر، انعکاس اخبار رشد مصرف می‌باشد. توابع  $LL_{cr,t}$ ،  $LH_{cr,t}$ ،  $HL_{cr,t}$ ،  $HH_{cr,t}$  به دلیل اینکه حساسیت نماینده اقتصاد را نسبت به اخبار در رشد مصرف در رژیم‌های ترکیبی اقتصاد و بازار اندازه‌گیری می‌کنند، توابع حساسیت یا واکنش نامگذاری شده و به ترتیب متعلق به رژیم‌های رکود اقتصاد و بازار کاهشی، رکود اقتصاد و بازار افزایشی، رونق اقتصاد و بازار کاهشی و رونق اقتصاد و بازار افزایشی نامگذاری می‌شوند. توابع واکنش معرفی شده نقطه عطف مدل تحقیق حاضر می‌باشد که در

چارچوب منطق فازی و متفاوت از توابع مدل عادات کمبل و کهران (۱۹۹۹) ساخته شده است.

### ۲-۳-۲. مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب عادات با

#### توابع واکنش فازی

در نظر می‌گیریم که  $d_t$  سود تقسیم شده بین دوره‌ای باشد. یک سهم که با قیمت  $p_t$  بر حسب واحد مصرف مبادله می‌شود وجود دارد. از آنجاییکه عامل نماینده مصرفش را به دوره بعد موکول می‌کند و این باعث کاهش مطلوبیت فعلیش می‌شود. بنابراین ضرر را با تنزیل مطلوبیت انتظاری ناشی از مصرف دوره بعد که از خرید یک واحد اضافی سهام در دوره فعلی نشأت می‌گیرد جبران می‌کند. میزان ضرر در تابع مطلوبیت معادل  $p_t u_c(C_t - X_t)$  است. با فروش واحد اضافی سهام در دوره بعد میزان  $p_{t+1} + d_{t+1}$  واحد اضافی می‌تواند مصرف شود. بنابراین مقدار انتظاری تابع مطلوبیت در دوره بعد برابر با  $\beta E_t[u_c(C_{t+1} - X_{t+1})(p_{t+1} + d_{t+1})]$  می‌گردد. در حالت ایده‌آل این مقادیر باید با یکدیگر برابر باشند. نتیجه این برابری اساس رابطه قیمت‌گذاری دارایی را تشکیل می‌دهد. در ادامه با استفاده از این برابری فاکتور تنزیل تصادفی در رابطه (۸) معرفی می‌شود:

$$M_{t,t+1} = \frac{u_c(C_{t+1} - X_{t+1})}{u_c(C_t - X_t)} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} \left(\frac{S_{t+1}}{S_t}\right)^{-\alpha} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} \left(\frac{RRA_t}{RRA_{t+1}}\right)^{-\alpha} \quad (8)$$

با استفاده اندکی از روابط جبری و فرض اینکه بازده‌های حقیقی سهام و فاکتور تنزیل تصادفی دارای توزیع نرمال توأم می‌باشند بازده خالص انتظاری دارایی یا مدل فاکتور تنزیل تصادفی غیر شرطی برابر خواهد بود با (حروف کوچک نشان دهنده لگاریتم طبیعی متغیر مورد نظر است):

$$E_t(r_{t,t+1}^i) = r_{t,t+1}^f - \frac{\text{cov}(m_{t,t+1}, r_{t,t+1}^i)}{E_t(m_{t,t+1})} \quad (9)$$

در ادامه با استفاده از لم استین<sup>۱</sup> مدل فاکتور غیرشرطی برابر خواهد بود با:

$$E_t(r_{t,t+1}^i - r_{t,t+1}^f) = b_1 \text{cov}(c_{t+1}, r_{t,t+1}^i) + b_2 \text{cov}(\gamma_{t+1} - \gamma_t, r_{t,t+1}^i) \quad (10)$$

$$b_1 = \alpha, \quad b_2 = -\alpha$$

مدل (۱۰) زمانی که  $b_2 = 0$  گردد برابر با مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف استاندارد (C-CAPM) می‌گردد. زمانی که در مدل اجازه می‌دهیم ریسک‌گریز نسبی

<sup>۱</sup> در لم استین (Stein's lemma) در مجموع فرض می‌شود که اگر  $X$  و  $Y$  دارای توزیع توأم نرمال باشند، بنابراین:

$$\text{cov}(g(X), Y) = E(g(X))\text{cov}(X, Y).$$

تغییر نماید (از طریق رابطه (۶)) کوواریانس بازده‌ها با تغییرات در ریسک‌گریزی صرف ریسک دومی را به مدل اضافه می‌کند. حال با جایگذاری معادله (۶) در (۱۰) جایگذاری پویاییهای ریسک‌گریز نسبی) و قرار دادن کوواریانسهای شرطی در مدل، صورت کامل معادله قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب مدل عادات با توابع واکنش فازی ارائه می‌شود:

$$E_t(r_{t,t+1}^i - r_{t,t+1}^f) = \alpha[h_{cr,t} + \theta_1 LL_{cr,t} h_{cr,t} + \theta_2 LH_{cr,t} h_{cr,t} + \theta_3 HL_{cr,t} h_{cr,t} + \theta_4 HH_{cr,t} h_{cr,t}] \quad (11)$$

در واقع هدف برآورد ضرایب معادله (۱۱) است. فرایند ریسک‌گریز نسبی ارائه شده در رابطه (۶) کانالی است که توسط آن مدل تحلیل می‌شود. همچنین در صورت رد فرضیه رژیمهای ترکیبی در مطالعه حاضر، مدل (۱۱) به مدل قیمت‌گذاری دارایی مصرف استاندارد که در (۲) معرفی شد، همگرا می‌شود.

### ۳-۳. ارائه توابع واکنش فازی بر اساس متغیرهای مجازی فازی

توابع واکنش در این مطالعه بر اساس متغیرهای مجازی فازی (رژیمهای فازی) ساخته شده‌است. روش پیشنهادی فازی‌سازی متغیرهای مجازی بر اساس مطالعه گیلز و استرومر (۲۰۰۴) قرار دارد. این دو محقق با استفاده از خوشه‌بندی فازی فیلتری جهت مدل‌سازی شکستهای ساختاری در متغیرهای اقتصادی معرفی کردند. سپس با استفاده از سیستم فازی تاکاگی سوگنو (۱۹۸۵) اقدام به پیش‌بینی مدل نمودند. نهایتاً روش پیشنهادی خود را با فیلتر هودریک-پرسکات مقایسه کردند. ارزیابی آنها نشان داد که روش پیشنهادی باعث عملکرد بهتر مدل است. همچنین عرفانی و صفری (۲۰۱۴) به تبعیت از مدل پیشنهادی گیلز و استرومر، اثرات دو رژیم تورم بالا و پایین را بر منحنی لافر حق الضرب بررسی نمودند. نتایج آنها نشان داد که مدل پیشنهادی در مقایسه با سایر مدل‌های غیرخطی بهتر عمل نموده‌است.

توابع واکنش کمبل و کهران در زمانهای اخبار بد مصرف، با کاهش مصرف اضافه افزایش یافته و در نتیجه وزن بالایی را به اخبار مصرف در فرایند ریسک‌گریزی می‌دهد. در نتیجه ریسک‌گریزی افزایش می‌یابد. با افزایش ریسک‌گریزی صرف سهام از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب عادات افزایش می‌یابد. منطق ساخت این توابع در پژوهش فوق نیز با اندکی تغییرات بر همین اساس می‌باشد. اما همانگونه که بیان شد، شرایط بازار در این فرایند در ترکیب با شرایط اقتصاد بصورت رژیمهای چهارگانه وارد شده‌است. اما اینکه در رژیمهای متفاوت، بعنوان مثال رکود اقتصاد و بازار کاهشی، چه وزنی به اخبار مصرف در فرایند

ریسک‌گریزی داده می‌شود و صرف سهام چگونه تغییر می‌کند، بر اساس نتایج تجربی قرار دارد.

این تغییرات، با متغیرهای مجازی صفر و یک بصورت غیرخطی همانند مدل‌های TAR که توسط تانگ (۱۹۷۸) و تانگ و لیم (۱۹۸۰) معرفی شد، نیز می‌تواند مدلسازی شود. اما به دلیل عدم قطعیتی که در این شوکها و رژیمها وجود دارد، اندازه‌گیری آنها توسط متغیرهای دو ارزشی دقیق نیست. این مشکل با معرفی توابع انتقال بجای متغیرهای مجازی (مدل STAR) مرتفع شد. در این مدل از توابع انتقال متفاوتی همچون لجستیک استفاده می‌شود. ایده انتقال تدریجی بین رژیمها در ابتدا توسط باکن و واتس (۱۹۷۱) بیان شد. سپس توسط چان و تانگ (۱۹۸۶) وارد ادبیات سریهای زمانی غیرخطی شد. نهایتاً گرنجر و تراسویرتا (۱۹۹۳) و تراسویرتا (۱۹۹۴) آن را توسعه دادند.

مفهوم توابع انتقال در مدل‌های STAR بسیار نزدیک به توابع عضویت مجموعه‌های فازی<sup>۱</sup> می‌باشد. از این دیدگاه می‌توان انتقادی بر بخش ناخطی اینگونه مدلها وارد نمود. تابع انتقالشان همانند تابع عضویت فازی است ولیکن هیچ قانون یا جمله زبانی برای ورودیها استفاده نشده است. بعبارتی دیگر این مدل هیچ توضیحی برای ارائه بخش ناخطی که چرا بدین صورت قرار می‌گیرد و بر چه اساسی از تابع انتقال لجستیک و یا سایر توابع موجود دیگر استفاده می‌کند، ندارد.

جیووانیس (۲۰۰۹) از این مفهوم در مقاله کار خود جهت فازی‌سازی متغیرهای مجازی بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام چند کشور مختلف انجام داد. بزازان و همکاران (۱۳۹۱) نیز به تبعیت از جیووانیس با فازی‌سازی متغیرهای مجازی، اثرات روزهای هفته را بر بازده سهام تهران بررسی نمودند. در هر دو تحقیق از توابع عضویت مثلثی فازی استفاده شده است و نتایجشان حاکی از عملکرد بهتر مدل بر اساس متغیرهای مجازی فازی بود. اما این محققان هیچ دلیلی برای استفاده از توابع مثلثی فازی بیان نکردند. جیووانیس (۲۰۱۰) توابع انتقال را با توابع عضویت فازی در مدل STAR مقایسه نمود و نتیجه گرفت که توابع عضویت فازی باعث عملکرد بهتر مدل می‌شوند. ابونوری و شهریار (۱۳۹۲، ۱۳۹۳) و ابونوری و شهریار

<sup>۱</sup> . زاده (۱۹۶۸) نظریه مجموعه‌های فازی را ارائه کرد. هدف این نظریه یافتن الگوهای ریاضی است که با نحوه تفکر و استنتاج انسانی و همچنین با الگوهای طبیعی و واقعی تطابق و سازگاری داشته باشد.

(۲۰۱۴) تابع انتقال فازی را با استفاده از قوانین پایایی متغیر وابسته ساختند و آن را در تابع تقاضای پول ایران مورد آزمایش قرار دادند. نتیجه حاکی از دقیق‌تر بودن مدل در چارچوب روش پیشنهادی در مقایسه با مدل STAR بود. در مطالعه این دو محقق، مقادیر آستانه‌ای تابع عضویت، خارج از مدل و با استفاده از آزمون لامسداین-پاپل تعیین شده است.

در مطالعه حاضر، با الهام از بخش ناخطی مدل STAR، اقدام به فازی‌سازی متغیرهای مجازی شده است. با توجه به مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف متغیر نرخ رشد مصرف نهایی خانوار و بازده‌های سهام، به ترتیب نماینده اقتصاد و بازار مالی در نظر گرفته شده است. به دلیل اینکه داده‌ها بصورت منفی و مثبت هستند، متغیرهای مجازی کلاسیک رکود و رونق به ترتیب برای اقتصاد کلان و بازار مالی بصورت زیر معرفی می‌شوند. ( $L$  و  $H$  به ترتیب نشان دهنده نرخ رشد مصرف نهایی خانوار و بازده‌های سهام در دوره رکود و رونق اقتصاد و بازار است):

$$\begin{aligned} I_{CL} &= \begin{cases} 1 & \text{IF } c_t < 0 \\ 0 & \text{IF } c_t > 0 \end{cases}, \quad I_{CH} = \begin{cases} 1 & \text{IF } c_t > 0 \\ 0 & \text{IF } c_t < 0 \end{cases}, \\ I_{rL} &= \begin{cases} 1 & \text{IF } r_t < 0 \\ 0 & \text{IF } r_t > 0 \end{cases}, \quad I_{rH} = \begin{cases} 1 & \text{IF } r_t > 0 \\ 0 & \text{IF } r_t < 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (12)$$

مجموعه‌های معرفی شده (۱۲) قطعی و کلاسیک با بردی دو ارزشی شامل مقادیر صفر و یک هستند. می‌توان استدلال نمود، رکود و رونق مفاهیمی فازی هستند و دقیقاً قابل اندازه‌گیری نمی‌باشند. برای یک زمان مشخص، مقدار نرخ رشد مصرف و یا بازده سهام تا اندازه‌ای می‌تواند به مجموعه رکود و تا اندازه‌ای به مجموعه رونق متعلق باشد. این مفهوم باعث بسط برد مجموعه‌های (۱۲) از مجموعه دو ارزشی صفر و یک به بازه پیوسته بین صفر و یک بسته می‌گردد. همچنین تداعی کننده مفهوم خوشه‌بندی فازی نیز می‌باشد. در خوشه‌بندی قطعی یک داده متعلق به یک خوشه هست یا نیست. اما در خوشه‌بندی فازی به تمام خوشه‌ها با مقادیر عضویت متفاوت تعلق دارد. در خوشه‌بندی بدنبال گروه‌هایی از داده‌ها هستیم که به یکدیگر شباهت دارند و با کشف این شباهت می‌توان رفتارها را بهتر شناسایی کرده و بر مبنای آنها طوری عمل کرد که نتیجه بهتری حاصل شود. الگوریتم‌های متفاوتی برای خوشه‌بندی فازی معرفی شده است. در این مطالعه از روش "خوشه‌بندی فازی c-means" (FCM) برای جداسازی داده‌ها در C خوشه فازی استفاده شده است. متقابلاً سایر روشها می‌توانند در مقام مقایسه انتخاب شوند (غضنفری و رضایی ۱۳۸۵).

اگر  $X_k$ ،  $k$  امین داده و  $v_i$  مرکز امین خوشه فازی در نظر بگیریم، فاصله بین آنها با  $d_{ik} = \|X_k - v_i\|$  محاسبه خواهد شد. در ادامه با نشان دادن "درجه عضویت" داده در خوشه  $i$ ام با  $u_{ik}$  خواهیم داشت:

$$\sum_{i=1}^c (u_{ik}) = 1 \quad i = 1, 2, 3, \dots, c$$

هدف جداسازی داده‌ها در  $c$  خوشه می‌باشد بطوریکه مکان خوشه‌ها و درجه عضویت بصورت همزمان معین شود. بنابراین تابع هدف زیر حداقل‌سازی خواهد شد:

$$j(u, v) = \sum_{i=1}^c \sum_{k=1}^n u_{ik}^m d_{ik}^2$$

هیچ معیاری برای انتخاب پارامتر  $m$  وجود ندارد. اما طبق گیلز (۲۰۰۴) آنچه که در عمل رایج است، انتخاب  $m=2$  می‌باشد، و بر اساس نیاز در این مطالعه از این مقدار استفاده شده‌است.

اگر از خوشه‌بندی قطعی استفاده کنیم داده‌ها به دو خوشه مجزا تقسیم خواهند شد و هر نمونه تنها متعلق به یکی از خوشه‌ها خواهد بود. بعبارت دیگر تابع تعلق هر نمونه مقدار ۰ یا ۱ خواهد داشت و ماتریس  $U$  بصورت دو ارزشی می‌باشد. در صورت استفاده از خوشه‌بندی فازی، منحنی تابع عضویت هموارتر است و مرز بین خوشه‌ها بطور قطع و یقین مشخص نمی‌باشد. با این تفاسیر هر کدام از متغیرهای نرخ رشد مصرف و بازده سهام را به دو خوشه تقسیم‌بندی نموده و توابع عضویت آنها استخراج شده‌است. اگر  $u_{rL}$ ،  $u_{rH}$ ،  $u_{cL}$ ،  $u_{cH}$  به ترتیب مقادیر عضویت رکود و رونق سری‌زمانی نرخ رشد مصرف و بازده بازار سهام باشند آنگاه داریم:

$$1- \text{ اگر اقتصاد کلان در دوره رکود باشد آنگاه } L_{ct} = u_{cL}$$

$$2- \text{ اگر اقتصاد کلان در دوره رونق باشد آنگاه } H_{ct} = u_{cH}$$

$$3- \text{ اگر بازار سهام در دوره رکود باشد آنگاه } L_{rt} = u_{rL}$$

$$4- \text{ اگر بازار سهام در دوره رونق باشد آنگاه } H_{rt} = u_{rH}$$

از آنجایی که برای هر سری زمانی دو متغیر مجازی وجود دارد، بنابراین بصورت همزمان ۴ متغیر مجازی با استفاده از قوانین فازی و عملگر ضرب بصورت زیر استخراج شده‌است (جهت آشنایی بیشتر به غضنفری و رضایی ۱۳۸۵ مراجعه شود):

$$1- \text{ اگر اقتصاد کلان در رکود و بازار سهام در رکود باشد آنگاه}$$

$$LL_{Cr,t} = L_{ct} * L_{rt}$$

۲- اگر اقتصاد کلان در رکود و بازار سهام در رونق باشد آنگاه

$$LH_{Cr,t} = L_{Cr,t} * H_{rt}$$

۳- اگر اقتصاد کلان در رونق و بازار سهام در رکود باشد آنگاه

$$HL_{Cr,t} = H_{Cr,t} * L_{rt}$$

۴- اگر اقتصاد کلان در رونق و بازار سهام در رونق باشد آنگاه

$$HH_{Cr,t} = H_{Cr,t} * H_{rt}$$

## ۴. روش‌شناسی پژوهش

### ۴-۱. روشهای اقتصادسنجی

مدلهای (۲) و (۱۱) در دو مرحله برآورد شده است. اولین مرحله، برآورد سیستم معادلات گارچ دو متغیره فازی (از نوع VECM که در رابطه (۱۳) معرفی شده است) و استخراج کوواریانسهای شرطی  $h_{cr,t}$  و  $h_{rr,t}$  است. بنابراین کوواریانسهای شرطی در مدل‌های (۲) و (۱۱) جانشین شده است. در گام دوم مدل (۲) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و (۱۱) توسط روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد شده است.<sup>۱</sup>

سیستم معادلات گارچ دو متغیره فازی برای بازده سهام و نرخ رشد مصرف در رابطه (۱۳) معرفی شده است:

$$\begin{cases} c_t = \tau_1 L_{ct} + \tau_2 H_{ct} + \tau_3 c_{t-1} + \varepsilon_{ct} \\ h_{ct} = \omega_1 L_{ct} + \omega_2 H_{ct} + \omega_3 h_{c,t-1} + \omega_4 \varepsilon_{c,t-1}^2 \\ r_t = \theta_1 L_{rt} + \theta_2 H_{rt} + \theta_3 r_{t-1} + \varepsilon_{rt} \\ h_{rt} = \varphi_1 L_{rt} + \varphi_2 H_{rt} + \varphi_3 h_{r,t-1} + \varphi_4 \varepsilon_{r,t-1}^2 \\ h_{cr,t} = \rho_0 + \rho_5 h_{cr,t-1} + \rho_6 \varepsilon_{r,t-1} \varepsilon_{c,t-1} \end{cases} \quad (13)$$

در سیستم معادلات فوق، با ورود رژیمهای فازی فرضیه‌های فرعی زیر نیز بررسی و آزمون شده است:

- \* میانگین مصرف در دوره رکود اقتصاد کمتر از دوره رونق است.
- \* میانگین بازدهها در بازار کاهشی کمتر از بازار افزایشی است.
- \* نوسان مصرف در دوره رکود اقتصاد نسبت به دوره رونق بیشتر است.
- \* نوسان بازدهها در بازار کاهشی نسبت به بازار افزایشی بیشتر است.

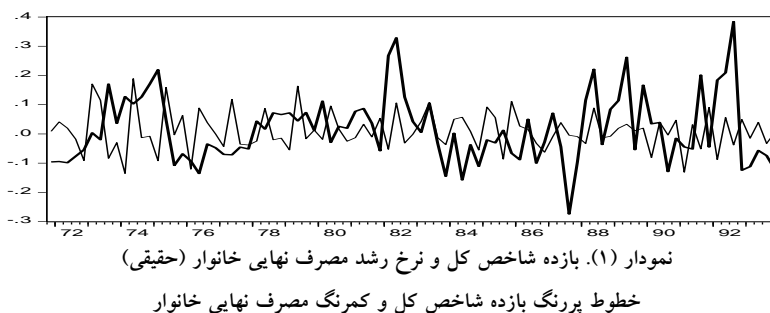
### ۴-۲. معرفی و تحلیل داده‌ها

<sup>۱</sup> مدل‌های اقتصادسنجی متناظر با مدل‌های نظری (۲) و (۱۱) با اضافه نمودن یک جمله خطا ساخته می‌شود. در مدل (۲) علاوه بر جمله خطا عرض از مبدأ جهت آزمون اعتبار مدل (باید از نظر آماری بدون معنی باشد) بصورت زیر اضافه می‌شود:

$$E_t[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] = \alpha_0 + \alpha_1 h_{cr,t} + \varepsilon_t$$

در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز از داده‌ها و اطلاعات موجود در بانک مرکزی ایران و بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. همچنین دوره زمانی برای داده‌های فصلی از فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ و روزانه از اول فروردین ماه ۱۳۷۱ تا انتهای اسفند ماه ۱۳۹۳ می‌باشد.<sup>۱</sup> در ادامه متغیرهای مورد نیاز و آمار توصیفی آنها ارائه شده است:

اولین متغیر شاخص کل قیمت بازار اوراق بهادار تهران می‌باشد که بصورت فصلی استفاده شده است. بازدهی (پیوسته) فصلی بازار سهام بر پایه شاخص قیمت فصلی بصورت 
$$R_{i,t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + d_{t+1}}{P_t}$$
 محاسبه شده است. که در آن  $P_t$  شاخص قیمت فصلی سهام عادی و  $d_{t+1}$  سود سهام تقسیم شده در بازار اوراق بهادار تهران می‌باشد. از آنجاییکه برای دوره زمانی یاد شده داده‌های قابل اعتمادی از سود سهام تقسیم شده در اختیار نبود، از این مقدار صرف نظر شد (با وجود سود تقسیم شده مقدار صرف سهام بیشتر خواهد شد). متغیر دوم سری زمانی مصرف نهایی خانوار می‌باشد، که از بانک مرکزی ایران بصورت فصلی اخذ شده است. نمودار (۱) بازده شاخص کل بازار سهام تهران و مصرف نهایی خانوار ( $C_t$ ) که توسط شاخص تورم ۱۳۹۱ هموار شده را ارائه داده است. روند هر دو سری زمانی با توجه به نمودارشان نوسان زیادی را نشان می‌دهد که در ظاهر این روندها معکوس یکدیگر هستند. کوواریانس این دو سری زمانی نیز منفی با مقدار  $-۰/۰۰۰۳۸$  می‌باشد.



<sup>۱</sup> داده‌های فصلی حدود ۲۳ سال شمسی را در بر گرفته است و در حدود ۹۲ داده فصلی می‌باشند.



متغیر سوم مورد نیاز ارائه ابزاری مناسب برای نرخ دارایی بدون ریسک است. در ادبیات مالی برای اقتصادهایی که اوراق خزانه بلندمدت وجود ندارد، از نرخ رایج در بازار پول بعنوان نرخ دارایی بدون ریسک استفاده می‌شود. در این مطالعه همگام با بسیاری مطالعات از میانگین نرخ سپرده‌های یک ساله و پنج ساله بانکی بصورت فصلی که توسط بانک مرکزی اعلام می‌شود، بصورت جانشینی برای دارایی‌های بدون ریسک استفاده شده است.<sup>۱</sup> صرف سهام از تفاوت نرخ بازده دارایی بدون ریسک از نرخ بازده‌های سهام بدست می‌آید

$$(r_{i,t+1} - r_{f,t+1})$$

متغیر بعدی سری زمانی نسبت مصرف اضافه است. با توجه به محدودیت  $0 < S_t$  برای سطح عادات از مصرف نهایی دو دوره گذشته خانوار استفاده شده است. در ادامه برخی از ویژگیهای توزیع سریهای زمانی صرف سهام، بازده‌های حقیقی سهام، میانگین حقیقی سپرده‌های بانکی، نرخ رشد حقیقی مصرف نهایی خانوار و نسبت مصرف اضافه در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱). آمارهای توصیفی سریهای زمانی

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشدگی	آماره جارکیو-برا (p-value)
بازده حقیقی سهام	۰/۰۱۶	۰/۱۱۷	۰/۶۹۹	۳/۵۸	*۰/۰۱
صرف سهام	۰/۰۳۱	۰/۱۲۲	۰/۵۲	۳/۰۹	۰/۱۲
نرخ رشد مصرف نهایی	۰/۰۱	۰/۰۶۶	۰/۷۱	۳/۹	*۰/۰۳
بازده‌های حقیقی سپرده‌های بانک	-۰/۰۱۴	۰/۰۲۸	-۱/۷	۸/۰۷	*۰/۰۰
نسبت مصرف اضافه	۰/۱۵	۰/۰۶۶	۰/۷۸	۳/۴۱	*۰/۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق. علامت \* به معنای معنی داری آزمون است.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد، نرخ رشد حقیقی مصرف نهایی خانوار و بازده‌های حقیقی سهام دارای ضریب کشیدگی و چولگی بیشتر از توزیع نرمال هستند و بنابراین فرضیه نرمال بودن آنها توسط آزمون بارکیو-برا رد می‌شود. خودهمبستگی‌ها با مراتب متفاوت در سریهای زمانی و مجذور سریهای زمانی نرخ رشد حقیقی مصرف نهایی خانوار و بازده حقیقی سهام در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول (۲). خود همبستگی سریهای زمانی در مراتب متفاوت

<sup>۱</sup> . برای نمونه به دونالدلی و پروسپری (۲۰۱۲) مراجعه شود.

خود همبستگی بازده حقیقی سهام و مجذورش						
$\gamma(20)$	$\gamma(15)$	$\gamma(10)$	$\gamma(4)$	$\gamma(2)$	$\gamma(1)$	خود همبستگی
۰/۲۰۷	۰/۱۵	۰/۱۷۶	*۰/۰۴۲	۰/۲۱۲	۰/۳۶۶	$r_t$
۰/۰۷۸۸	*۰/۰۳۲۹	*۰/۰۴۳۶	*۰/۰۱۸۱	*۰/۰۱۰۷	*۰/۰۱۰۱	$r_t^2$
خود همبستگی نرخ رشد حقیقی مصرف نهایی خانوار و مجذورش						
$\gamma(20)$	$\gamma(15)$	$\gamma(10)$	$\gamma(4)$	$\gamma(2)$	$\gamma(1)$	خود همبستگی
۰/۰۷۲	۰/۰۶۴	۰/۰۵۲۹	*۰/۰۳۴	*۰/۰۳۳	۰/۰۸۲	$c_t$
*۰/۰۰۰	*۰/۰۰۰	*۰/۰۰۰	*۰/۰۱۷۶	۰/۰۸۸	۰/۰۱۴۴	$c_t^2$

منبع: یافته های تحقیق. علامت \* به معنای معنی داری آزمون است.

با توجه به نتایج جدول (۲) خود همبستگی برای مجذور این سریها در مراتب متفاوت معنی دار است. ایده اصلی مدل های نوسان همانند گارچ این است که سری زمانی خود همبستگی سریالی نداشته باشد و یا با درجه بسیار پایینی خود همبسته باشد. اما یک سری زمانی وابسته باشد. نتایج جدول (۲) این موارد را برای دو سری زمانی بازده شاخص کل و مصرف نهایی خانوار تأیید می کند. بنابراین استفاده از مدل گارچ دومتغیره برای مدلسازی سریهای زمانی بازده حقیقی سهام و نرخ رشد مصرف نهایی خانوار با توزیع خطای  $t$  جهت استخراج کوواریانسهای شرطی مناسب است.

## ۵. برآورد مدل و یافته های تجربی

### ۵-۱. نتایج برآورد گارچ دو متغیره فازی

نتایج سیستم گارچ دو متغیره فازی (۱۳) در جدول (۳) گزارش شده است. انتخاب وقفه های مدل گارچ با توجه به معیارهای آکائیک، شوارتز و بیزین و ورود رژیمهای فازی با توجه به معنی داری ضرایب و آزمون پورتمانتیو<sup>۱</sup> انجام شده است. نتایج برآورد مدل (۱۳) نشان می دهند که میانگین بازده های سهام در دوره رونق بازار بصورت برجسته ای با مقدار ضریب معنی دار ۱۳,۹٪ فصلی و نوسان پایین تر نسبت به دوره های رکود بازار با میانگین بازده های فصلی بصورت معنی دار ۶٪- مشخص می شود. این مشاهدات با اثرات اهرمی در بازار سازگار است. بدین مفهوم که با یک ریزش در قیمت سهام نسبت بدهی بنگاهها افزایش یافته و در نتیجه باعث افزایش ریسک دارایی خواهد شد (بی و همکاران ۲۰۰۷). بنابراین دوره های رکود بازده های منفی و عدم اطمینانی بالا را برای سرمایه گذار تولید می کند.

جدول (۳). نتایج برآورد گارچ دو متغیره فازی سیستم معادلات (۱۳)<sup>۱</sup>

<sup>۱</sup>. آماره آزمون لیونگ باکس هاسکینگ، که شکل چند متغیره آن آزمون پورتمانتیو است، برای آزمون وجود اثرات خود همبستگی در مانده های مدل چند متغیره استفاده می شود.

نام ضرایب سیستم	مقدار ضریب سیستم	خطای استاندارد ضرایب سیستم	آزمون پورتمانتیو
$\tau_1$	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۵	مقدار احتمال معنی داری آماره Q تعدیل شده برای وقفه های ۱، ۸ و ۱۲ به ترتیب: ۰/۴۸، ۰/۳۹ و ۰/۷۴.
$\tau_2$	۰/۰۸	۰/۰۰۵	
$\omega_1$	۰/۰۰۰۲۶۸	۰/۰۰۰۰۷	
$\omega_2$	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	
$\partial_1$	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۲۲	
$\partial_2$	۰/۱۳۹	۰/۰۰۹۹	
$\varphi_1$	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۰۱	
$\varphi_2$	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۹	

منبع: یافته های تحقیق

نرخ رشد مصرف حقیقی نهایی خانوار در اقتصاد کلان نیز الگویی مشابه ایجاد می کند. میانگین نرخ رشد مصرف در دوره های رونق با مقدار ضریب معنی دار ۰/۸ فصلی و نوسانی پایین تر و مقدار معنی دار منفی ۰/۲،۹ در دوره رکود با نوسانی بالاتر مشخص می شود. این نتیجه نشان می دهد که دوره های رکود نسبت به رونق نوسانی بالاتر را به دلیل عدم اطمینان در مسیر رشد آینده از مصرف ارائه نموده است.

## ۲-۵. نتایج بررسی معمای صرف سهام

جهت بررسی معمای صرف سهام، نتایج مدل (۲) در جدول (۴) گزارش شده است. این نتایج نشان می دهند که: ضریب ریسک گریز نسبی ( $\alpha_1$ ) با مقدار منفی ۳/۹ از نظر آماری در سطح ۰/۰۵٪ معنی دار است. بنابراین طبق مهرا (۲۰۰۳) چون ضریب ریسک گریز نسبی خارج از دامنه مجاز است (از نظر تئوری و تجربی ضریب ریسک گریز نسبی باید در دامنه ۲ تا ۱۰ باشد)، ملاحظات ریسک به تنهایی قادر به توضیح صرف سهام مشاهده شده در بازار تهران با مقدار میانگین فصلی ۳/۱٪ در دوره زمانی یاد شده نیست. این مورد در اقتصاد، معمای صرف سهام نامیده می شود. ضریب ریسک گریز منفی یعنی سرمایه گذار خواهان ریسک است. توجیه ضریب ریسک گریز منفی در مدلی که در آن نماینده اقتصاد بسیار مراقب جریان مصرفش است، مشکل و غیرمعقول است. با اینکه مقدار عرض از مبدأ، از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ درصد معنادار نمی باشد، اما آماره های تشخیص گزارش شده در جدول (۵) رضایت بخش

<sup>۱</sup> در جدول (۳) فقط ضرایبی که از نظر تفسیر اهمیت دارند، گزارش شده است.

نیست. بنابراین در ادامه مدلی نظری و تجربی برای توضیح معمای صرف سهام در ایران، ارائه و برآورد شده است.

جدول (۴). برآورد مدل عادلانه C-CAPM

پارامترها			
$\alpha_1$		$\alpha_0$	
-۳/۹		۰/۰۲۹	
*(۱/۸)		(۰/۱۰۴۴)	
آماره های تشخیص			
مقدار آماره F	داربین-واتسن	R تعدیل شده	خود همبستگی
۹/۱۴ {۰/۰۴}	۱/۷۱	۰/۳۴	{۰/۰۴۴} مرتبه ۱، {۰/۰۸۹} مرتبه ۱۰

منبع: یافته های تحقیق. خطای استاندارد ضرایب در ( ) گزارش شده است. { } نشان دهنده احتمال معنی داری است. علامت \* معنی داری آزمون برای ضریب مربوطه را نشان می دهد.

### ۳-۵. نتایج بررسی مدل قیمت گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب

#### عادات با توابع واکنش فازی و تورم

نتایج برآورد مدل (۱۱) در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول (۵)، تمام ضرایب از لحاظ آماری معنی دار و مثبت هستند. بر این اساس مقدار صرف ریسک سهام در رژیمهای رکود اقتصاد صرف نظر از اینکه بازار در چه حالتی قرار دارد، نسبت به حالت رونق بیشتر است. البته در رژیم رکود اقتصاد که بازار سهام کاهشی است نسبت به بازار افزایشی مقدار این ضریب با مقدار  $\frac{8}{3} \approx 0/17$  بالاترین مقدار است.

جدول (۵). نتایج برآورد مدل قیمت گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب عادات با توابع

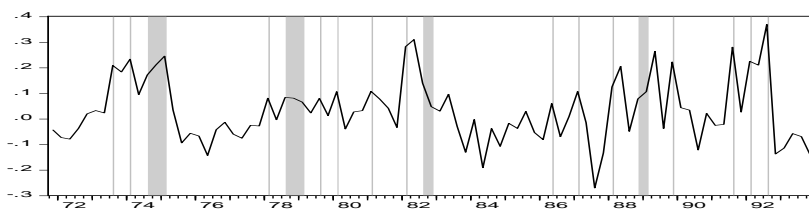
#### واکنش فازی

ضرایب				
$\theta_4$	$\theta_3$	$\theta_2$	$\theta_1$	$\alpha$
۳/۵۶	۴/۱	۵/۸	۸/۴	۰/۱۸
*(۰/۸)	*(۰/۶)	*(۰/۹)	*(۰/۴)	*(۰/۰۵)
آماره های تشخیص				
خود همبستگی		R تعدیل شده	داربین-واتسن	
{۰/۴۹۸} مرتبه ۱۰، {۰/۰۸۹} مرتبه ۱		۰/۶۳۶	۱/۹۴	
میانگین ریسک گریزی در رژیمهای متفاوت				
رکود اقتصاد- بازار افزایشی	رونق اقتصاد- بازار کاهشی	رکود اقتصاد- بازار افزایشی	رکود اقتصاد- بازار کاهشی	رکود اقتصاد- بازار افزایشی
۱/۱۲۳۳۶۳۳۸	۱/۱۵۳۸۷۱۴	۱/۴۲۲۰۱۶	۱/۹۸۴۴۳۰۴۱	

منبع: یافته های تحقیق. خطای استاندارد ضرایب در ( ) گزارش شده است. { } نشان دهنده احتمال معنی داری است. \* علامت # معنی داری آزمون برای ضریب مربوطه را نشان می دهد.

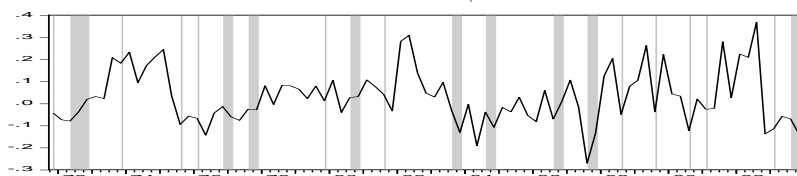
این نتیجه همگام با بسیاری از مطالعات می باشد (برای نمونه به کمبل و کهران ۱۹۹۹ مراجعه شود). در رژیمهای رونق اقتصاد نیز صرف ریسک سهام کمتر است. این مقدار زمانیکه در رونق اقتصاد، بازار افزایشی باشد به کمترین حد می رسد. همگام با این نتیجه میانگین ضریب ریسک‌گریزی در رژیمهای ترکیبی رکود اقتصاد و بازار کاهشی به بیشترین مقدار می رسد. البته زمانیکه بازار افزایشی باشد این مقدار کمتر است. در رژیم رونق اقتصاد میانگین ضریب ریسک‌گریزی نسبت به دو رژیم رکود اقتصاد در زمانهای بازار کاهشی و افزایشی کمتر است. کمترین مقدار ریسک‌گریزی نسبی در رژیم رونق در اقتصاد و بازار سهام افزایشی حاصل شده است.

این نتایج نشان می دهد که در رژیم رکود اقتصاد صرف نظر از اینکه بازار افزایشی باشد یا کاهشی، اخبار بد مصرف (که توسط تابع واکنش مربوط به این رژیم ترکیبی وزن بالاتری را به خود اختصاص می دهد) باعث افزایش ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار می شود. این نکته یادآوری می کند که در ایران افراد با درآمدهای نامطمئن و پایین بسیار مخالف با سرمایه‌گذاری در بازار سهام هستند و جهت تحریک آنها برای نگهداری سهام، باید بازار صرف بالایی را تولید کند. زمانیکه مصرف پایین است، آنها یدنبال فرصتهای سرمایه‌گذاری مطمئن همانند سپرده‌های بانک هستند. البته در رژیم بازار افزایشی مقدار ریسک‌گریزی فرد کمتر می شود. مقدار صرف سهام در رژیم رکود اقتصاد و بازار کاهشی توسط نواحی سایه زده شده در نمودار (۲) مشخص شده است. با توجه به نمودار کاملاً روشن است که در این رژیم صرف سهام مقادیر بالایی را به خود اختصاص داده است.



نمودار (۲). مقدار صرف سهام در رژیم رکود اقتصاد و بازار کاهشی

در رژیمهای رونق اقتصاد و بازار افزایشی که مصرف فرد بالا و بازار نیز بازده خوبی پرداخت می‌کند، ریسک‌گریزی فرد به کمترین مقدار می‌رسد. در نتیجه فرد ترجیح می‌دهد که در بازار بماند و صرف سهام نیز کاهش می‌یابد. در مجموع با توجه به نتایج، کاهش صرف سهام در رژیمهای رونق اقتصاد به‌مراه هر دو بازار افزایشی و کاهش تأیید می‌شود. البته میزان کاهش در بازارهای افزایشی نسبت به کاهش کمتر است. نمودار (۳) توسط نواحی سایه زده شده مقدار صرف سهام را در رژیم رونق اقتصاد و بازار افزایشی به تصویر می‌کشد. در این نواحی صرف سهام مقادیر پایینی را اختیار کرده است.



نمودار (۳). مقدار صرف سهام در رژیم رونق اقتصاد و بازار افزایشی

بنابراین در رژیمهای رونق اقتصاد، زمانی که درآمد افراد بالا باشد، تمایلشان برای حضور در بازار سهام بیشتر است. این به معنای ریسک‌گریزی پایین افراد است. بدنبال حضور بیشتر در بازار، صرف سهام کم می‌شود. بصورت معکوس افراد با درآمد پایین سرمایه‌گذاری در داراییهای مطمئن‌تر همانند سپرده‌های بانک را ترجیح می‌دهند. عبارتی دیگر ریسک‌گریزی آنها بالا است. با خروج فرد از بازار که در هنگام رژیمهای رکود اقتصاد اتفاق می‌افتد، بازار صرف بالایی را تولید می‌کند. نتایج استخراج شده نشان می‌دهد بازارهای افزایشی و یا کاهش در ترکیب با رژیمهای اقتصاد فقط در شدت مقدار ضریب ریسک-گریزی و صرف سهام تأثیر می‌گذارد.

## ۶. نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر، توسعه ایده ریسک‌گریز نسبی متغیر در زمان به‌منظور استفاده آن در مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب مدل عادات و کمک جهت حل معمای صرف سهام است. بدین منظور، تغییرات ریسک‌گریز نسبی با ورود رژیم‌های ترکیبی اقتصاد و بازار سهام از طریق توابع واکنش فازی توسعه داده شده است. این نوع مدل‌سازی جملاتی را بعنوان منابع

صرف ریسک به مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف اضافه و به حل معمای صرف سهام کمک می‌کند.

نتایج مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف در چارچوب عادات با توابع واکنش فازی در داده‌های فصلی ایران و دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ نشان داد: صرف نظر از اینکه بازار سهام افزایشی باشد یا کاهشی، ریسک‌گریز نسبی و صرف سهام مخالف با رژیمهای اقتصاد حرکت می‌کند. البته رژیمهای بازار سهام در شدت این حرکت مؤثر می‌باشد. بعبارتی دیگر افراد با درآمدهای نامطمئن از سرمایه‌گذاری در سهام گریزان هستند. فقط در صورتی این ریسک را قبول می‌کنند که بازار جبران بالایی برای آنها داشته باشد. البته در زمان بازار افزایشی که ریسک بازار پایین‌تر است، میزان این جبران کمتر بوده‌است. از سویی دیگر افراد با درآمد بالا و مطمئن تمایل به ورود و یا ماندن در بازار را دارند و در نتیجه صرف سهام پایین است. در اینجا هم از آنجایی که بازارهای افزایشی ریسک کمتر دارد، بنابراین این تمایل بیشتر و صرف سهام کمتر است. نتایج مطالعه حاضر، نشان داد که شرایط بازار و اقتصاد بر تمایل به ریسک سرمایه‌گذار و تولید صرف سهام مؤثر است. در مدل عادات متغیر حالت فقط بر اساس شرایط اقتصاد ساخته می‌شود. گرچه تحقیق حاضر توسط توابع واکنش فازی توانست شرایط بازار و اقتصاد را ترکیب و بر ریسک‌گریزی فرد و صرف سهام تولید شده تأثیر دهد ولیکن به تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود، بمنظور توضیح بهتر تغییر ترجیحات، لازم است متغیر حالت دومی نیز بر اساس شرایط بازار به تابع مطلوبیت اضافه گردد.

### فهرست منابع:

۱. ابونوری، اسمعیل؛ و شهریار، بهنام، (۱۳۹۲)، مدلسازی ناخطی شکست‌های ساختاری تابع تقاضای پول در ایران با نگرش فازی، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، شماره ۴، صص ۷۸-۵۵.

۲. ابونوری، اسمعیل؛ و شهریار، بهنام، (۱۳۹۳)، مدل سازی انتقاد لوکاس با رویکرد مجموعه‌های فازی، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۹، شماره ۱، صص ۲۲۹-۲۶۵.
۳. بزازان، فاطمه؛ شیرین‌بخش ماسوله، شمس ا...، و صفری، سولماز، (۱۳۹۲)، بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام رویکرد رگسیون گارچ فازی بوت‌استرپ، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۳، صص ۹۹-۱۱۰.
۴. تهرانی، رضا؛ گودرزی، مصطفی، و مرادی، هادی، (۱۳۸۷)، ریسک و بازده: آزمون مدل CCAPM در مقایسه با مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۳، شماره ۴، صص ۶۱-۸۲.
۵. غضنفری، مهدی؛ و رضایی، محمود، (۱۳۸۹)، مقدمه‌ای بر نظریه مجموعه‌های فازی، تهران، دانشگاه علم و صنعت ایران.
۶. کشاورز حداد، غلامرضا؛ و اصفهانی، محمدرضا، (۱۳۹۲)، معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب آزمون‌های تسلط تصادفی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۸، شماره ۵۶، صص ۱-۴۰.
۷. محمد زاده، اعظم؛ شهیکی تاش، محمد نبی، و روشن، رضا، (۱۳۹۴)، مقایسه مدل‌های قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM)، فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد، سال ۲، شماره ۳، صص ۴۹-۷۲.

#### ب- منابع لاتین

1. Bacon, D.W, and Watts, D.G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines, *Biometrika*, 58, 34-525
2. Brandt, M. W., and Wang, K. Q. (2003). Time-varying Risk Aversion and Unexpected Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50 (7), 1457-1498.
3. Campbell, J.Y. (1996). Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience. *Swedish Economic Policy Review*, 3, 251-299.



4. Campbell, J.Y., and Cochrane J.H. (1999). By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy*, 107(2), 205–251.
5. Campbell, J.Y., (2003). Consumption-Based Asset Pricing, *Handbook of the Economics of Finance*, George Constantinides, Milton Harris, and Rene Stulz eds., North-Holland, Amsterdam, 1B, 803-887.
6. Chan, K.S. and Tong, H. (1986). On estimating thresholds in autoregressive models, *Journal of Time Series Analysis*, 7, 179–90.
7. Constantinides, G.M., Donaldson, J.B., and Mehra, R. (2002). Junior Can't Borrow: A New Perspective on the Equity Premium Puzzle. *Quarterly Journal of Economics*, 117(1), 269–296.
8. Donadelli, M., and Prosperi, L. (2012), The Equity Premium Puzzle: Pitfalls in Estimating the Coefficient of Relative Risk Aversion, *Journal of Applied Finance & Banking*, 2(2), 177-213.
9. Epstein, L. G., and 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.
10. Erfani, A., and Safari, S. (2014). Estimation of Seigniorage Laffer Curve in IRAN: A Fuzzy C-Means Clustering Framework. *Journal of Money and Economy*, Vol(9), No(1), 93-115.
11. Giles, D., and Stroomer, C.(2004). Identifying the Cycle of a Macroeconomic Time-Series Using Fuzzy Filtering, University of Victoria, Working Paper.
12. Giovanis, E. (2009). Bootstrapping Fuzzy-GARCH Regressions on the Day of the Week Effect in Stock Returns: Applications in MATLAB. MPRA, Working Paper.
13. Giovanis, E. (2010). Proposal of Additional Fuzzy Membership Functions in Smoothing Transition Autoregressive Models. *World Academy of Science, Engineering and Technology*, 4, 14-22.

14. Gordon, S., and St-Amour, P. (2000). A preference regime model of bull and bear markets. *American Economic Review*, 90(4) . 1019–1033.
15. Granger, C.W.J., and Teräsvirta, T. (1993)., *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford: Oxford University Press.
16. Lucas, Robert. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46, 1429–1445.
17. Mehra, R. (2003). The equity premium: why is it a puzzle? *Financial Analysts Journal*, 59(1), 54-69.
18. Mehra, R., and Prescott, E. C. (1985)., The equity premium: a puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145-161.
19. Nuri E, S., and Mirakhor, A. (2010)., The Equity Premium Puzzle, Ambiguity Aversion, and Institutional Quality: Implications for Islamic Finance. *Journal of Islamic Economics, Banking and Finance*, 6(1).
20. Piazzesi, M., Schneider, M., and Tuzel, S. (2007). Housing, consumption and asset prices. *Journal of Financial Economics*, 83 . 531–569.
21. Takagi, T. and Sugeno M. (1985). Fuzzy identification of systems and its application to modelling and control. *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics*, 15, 116-132.
22. Terasvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208–18.
23. Tong, H., (1978)., On a threshold model, in C.H. Chen (ed.). *Pattern Recognition and Signal Processing*, Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff, 101–41.
24. Tong, H., and Lim, K.S. (1980)., Threshold autoregressions, limit cycles, and data., *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42, 245–92 (with discussion).
25. Weil, P., (1989), The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 24(2), 401-421.

26. Xie, Y., Athanasios, A., and Florackis, C. (2014). Disappointment aversion and the equity premium puzzle: new international evidence. *The European Journal of Finance*, 1-15.
27. Zadeh, L. A. (1968). Fuzzy algorithms. *Information and Control*, 12, 94-102.
28. Zadeh, L. A. (1965). Fuzzy Sets. *Information and Control*, 8(3), 338-353.

### **Equity Premium Puzzle in Habit Formation Model With Fuzzy Sensitive Functions: A Case Study of Iran**

Economy condition and equity market could highly affect on risk aversion and equity premium. This paper therefore, intends to combine economy regimes and equity market in the framework of Sensitivity functions by using fuzzy variables in order to develop the Consumption Capital Asset Pricing in habit formation model. This model through the producing some extra resources for risk premium will be differently a help to resolve equity premium puzzle. The results, gathered from using the model in Iran data seasonally in the period 1371-1393, present that the trend in risk aversion and equity premium is counter-cyclically of economic. Indeed the period of recession will make an increase in risk aversion and equity premium consequently. This means that investors are intended to take risk only in lieu of high level of compensation and they also intend to allocate their funds into more certain fields such as bank deposits in this situation. While good news in the period of boom in economy will decrease risk aversion and equity premium consequently. Results also present that the increasing and decreasing regimes of market in combination with economic regimes have effect on the intensity of these phenomena.

**JEL Classification:** G10; C32

**Keywords:** Bivariate GARCH; Fuzzy; Equity Premium; Habit Model