اثر تغییر رژیم مالی و اقتصادی بر معمای صرف سهام در چهارچوب منطق فازی: شواهدی از ایران[1]

علیرضا عرفانی
دانشیار بخش اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان،ایران
aerfani@semnan.ac.ir
اسمعیل ابونوری
استاد اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان،ایران
e.abounoori@profs.semnan.ac.ir
سولماز صفری
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان،ایران (نویسنده مسئول)
Safari.solmaz@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۰۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۰۵

چکیده

در این مطالعه اثر تغییر همزمان رژیم‌های آشیانه‌ای مالی و اقتصادی، بر معمای صرف سهام در ایران و دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ بصورت فصلی ارزیابی شده است. در راستای هدف فوق، از مدل ترکیبی گارچ دو متغیره و متغیرهای مجازی فازی با مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف (CCAPM-F) استفاده شده است. نتایج بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (C-CAPM) برای ایران در بازه زمانی یادشده نشان داد، مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذار بگونه‌ای که منطق و تئوری اقتصاد آن را حمایت کند، نمی‌باشد. بر این اساس معمای صرف سهام در ایران برقرار است. ولیکن تحت مدل پیشنهادی CCAPM-F، ضریب ریسک‌گریز نسبی سرمایه‌گذار در بین رژیم‌ها متغیر است، به‌گونه‌ای که مقدار آن همانند مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (C-CAPM) نامتعارف نیست. مقدار این ضریب در رژیم رکود اقتصاد و بازار کاهشی، بیش‌ترین است. بدان معنی که سرمایه‌گذار در این رژیم، تنها در قبال جبرانی بالا حاضر به پذیرش ریسک است و تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی مطمئن همانند سپرده‌های بانک دارد. در مجموع، رژیم پایین مصرف با سطوح بالاتری از ریسک‌گریزی در ارتباط است.

Archive of SID
www.SID.ir

واژه‌های کلیدی: گارچ دو متغیره، فازی، C-CAPM، تغییر رژیم.

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 به‌صورت غیرقابل توجیهی بزرگ باشد، توانایی انطباق داده‌های واقعی با نظریه را دارند. از زمانیکه مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) معمای صرف سهام را نام‌گذاری کردند تا کنون، طیف وسیعی از تحقیقات به بررسی این موضوع اختصاص یافته است. بنابراین هدف نخست مطالعه حاضر، آزمون معمای صرف سهام در ایران است. نتایج این بررسی توسط مدل C-CAPM نشان داد که مقدار ضریب ریسک‌گریز نسبی در ایران منفی و نامتعارف است و از لحاظ اقتصادی قابل توجیه نیست.

ضریب ریسک‌گریز نسبی در مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف ثابت است. بیشتر تحقیقات نیز، 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. این موضوع بصورت فرار از زیان شناخته می‌شود و نقشی مرکزی را در تئوری چشم‌انداز کاهنمن و تورسکی (۱۹۷۹) بازی می‌کند.

شواهد تجربی فراوانی حاکی از تغییر نوسان همراه با زمان در بازارهای مالی و اقتصادی وجود دارد (برای نمونه مراجعه شود به لتا و همکاران ۲۰۰۶ و سیل ۲۰۰۶). بنابراین امکان تغییر ضریب ریسک‌گریزی در سراسر رژیم‌ها و زمان نیز وجود دارد. به‌نظر می‌رسد، ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران بازار در میان دوره‌های رکود به‌دلیل ترس از آنچه که در بازار اتفاق خواهد افتاد، نسبت به دوره‌های رونق بطور غیر معقولانه‌ای بالا باشد.

این مطالعه برای اولین بار، امکان تغییر ضریب ریسک‌گریزی نسبی در رژیم‌های ترکیبی مالی و اقتصاد را در چهارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف بررسی می‌کند. در واقع فرض شده ، سرمایه‌گذارانی که ریسک را تحمل می‌کنند، بنابراین این امکان نیز وجود دارد که تحت شرایط حاکم بر بازار مالی و اقتصاد کلان تاثیر بپذیرند. این فرضیه با ورود متغیرهای مجازی فازی رکود و رونق اقتصاد کلان و بازار مالی بصورت ترکیبی در مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف (CCAPM) بررسی شده است. همچنین آزمونی جهت بررسی این اثرات بر معمای صرف سهام است. نتایج مدل پیشنهادی، از فرضیه مطالعه حاضر حمایت می‌کند. نوآوری مطالعه حاضر از دو جنبه می‌باشد. در ابتدا ادبیات معمای صرف سهام را با بررسی تغییرات رژیم‌های ترکیبی اقتصادی و مالی و تاثیر آنها بر معمای صرف سهام توسعه می‌دهد. هر چند که سعی در حل معما نشده، ولیکن بصیرتی جهت مدلسازی مناسب گشتاورهای مرتبه دوم در مدل ارائه می‌دهد. نوآوری بعدی توسعه ابزار اقتصاد سنجی مورد استفاده است. بطور خلاصه از منطق فازی جهت ساختن رژیم‌های ترکیبی اقتصادی و مالی استفاده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جهت رسیدن به اهداف فوق بعد از مقدمه به مروری بر ادبیات نظری و تجربی معمای صرف سهام پرداخته شده است. بخش ۳ روش‌شناسی پژوهش قرار دارد. تحلیل داده‌ها و یافته‌های تجربی در بخش۴ ارائه شده است. در بخش آخر، نتیجه‌گیری قرار دارد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

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 حداکثر می‌کند:

$$MaxE_t \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j U(C_{t+j}), \qquad (۱)$$

که δ فاکتور تنزیل، C_{t+j} جریان مصرفی آینده و $U(C_{t+j})$ مطلوبیت استخراج شده مصرف آینده است. محدودیت بودجه بصورت رابطه (2) ارائه می‌شود:

$$st. \quad W_{t+1} = (W_t - C_t)(1 + R_{p,t}) \qquad (۲)$$

که W_{t+1} ثروت و $R_{p,t}$ بازده دارایی مالی است. حاصل شرایط مرتبه اول مسئله، معادلات اولر می‌باشد که مسیر مصرف و سرمایه‌گذاری بهینه عامل نماینده را شرح می‌دهد:

$$U(\acute{C}_t) = \delta E_t[(1 + R_{i,t+1})U(\acute{C}_{t+1})] \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $R_{i,t+1}$ بازده‌های خالص دارایی i را نمایش می‌دهد. عامل نماینده ضرر در مصرف جاریش را معادل سود انتظاری در مصرف تنزیل شده دوره بعد قرار می‌دهد. با استفاده از تابع مطلوبیت توانی که در رابطه (۴) معرفی شده است و ترکیب آن با رابطه (۳) به عبارت معرفی شده در (۵) می‌رسیم:

$$MaxE_t \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \frac{C_{t+j}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \qquad (۴)$$

$$1 = E_t[(1 + R_{i,t+1})\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}] \qquad (۵)$$

با پیروی از کمبل (۱۹۹۶) فرض می‌کنیم که توزیع توأم بازده‌های سهام و نرخ رشد مصرف لگ نرمال با نوسان متغیر در زمان است. با گرفتن لگاریتم از رابطه (۵) بدست می‌آوریم:

$$0 = E_t r_{i,t+1} + log\delta - \gamma E_t[\Delta c_{t+1}] + 0.5(h_{rt} + \gamma^2 h_{ct} - 2\gamma h_{r,c}) \qquad (۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

$r_{i,t+1} = \log(1 + R_{i,t})$، $c_t = \log(C_t)$ و h_{rt} ، h_{rt} وایانس شرطی لگاریتم بازده‌های سهام و نرخ رشد مصرف را ارائه می‌کند. همچنین $h_{r,c}$ کوریانس شرطی را نشان می‌دهد. صرف سهام برابرا است با:

$$\mathrm{E_t}[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}] + \frac{h_{rt}}{2} = \gamma h_{r,c} \qquad (۷)$$

جمله واریانس در سمت راست معادله (۷) نامساوی جنسن است. بنابراین صرف سهام معادل تفاوت بازده دارایی‌های بدون ریسک از بازده سهام و صرف ریسک سهام برابر با ضریب ریسک‌گریز نسبی در کوواریانس بازده‌های سهام با نرخ رشد مصرف است. بر اساس نظریه، ضریب ریسک‌گریز نسبی باید در دامنه ۲ تا ۱۰ قرار گیرد. بدین علت، که ریسک‌گریزی بالا، به‌معنای 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، به‌ندرت در طول زمان مثبت هستند. در نتیجه با معمای نرخ دارایی بدون ریسک فیلیپ ویل[۲] (۱۹۸۹) مواجه می‌شویم. به دلیل اینکه برای انطباق مشاهدات تجربی صرف سهام در مطالعات تجربی، ضریب ریسک‌گریز نسبی بصورت غیر قابل توجیهی بزرگ بدست می‌آید، بنابراین بیان می‌شود که معمایی در دست است.

طیف وسیعی از تحقیقات که عمدتا اختصاص به ایالت متحده و سپس کشورهای توسعه یافته دارد، در تلاش جهت بررسی و حل این معما دارند ولیکن تا کنون هیچ‌کدام نتوانسته‌اند راه حلی قانع کننده ارائه دهند. دسته‌ای از تحقیقات با ارائه مدلهایی، همانند در نظر گرفتن ریسک‌گریزی متغیر (خلاف چرخه‌های تجاری)، ترجیحات عامل نماینده را اصلاح می‌کنند و دسته‌ای دیگر با معرفی جانشین‌هایی برای دارایی بدون ریسک متمرکز هستند. مدلهایی که برای حل معمای صرف سهام، ریسک‌گریزی متغیر را وارد می‌کنند، با مشارکت مدل عادات، ترجیحات عامل نماینده را اصلاح می‌نمایند. به‌عنوان مثال، کمبل و کهران (1999) در چارچوب مدل عادات، رکود اقتصادی را با ورود یک متغیر حالت در مدل مشارکت می‌دهد. در این مدل ریسک‌گریزی سرمایه-گذاران، 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. اما اینکه آیا واقعا سرمایه‌گذاران در زمانهای متفاوت، نمایشی بزرگ از تغییرات خلاف چرخه در ریسک‌گریزی از خود نشان می‌دهند، سؤالی است که در ادبیات هنوز باز مانده‌است.

آبل[۳] (۱۹۹۴)، در مدل خود فرض نمود که نرخ رشد مصرف و سود تقسیم شده از فرآیند تغییر رژیم مارکف پیروی می‌کند. وی نشان داد که تحت این فرض، معمای صرف سهام و نرخ دارایی بدون ریسک، تشدید می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

آبل، تأکید می‌کند که اگر واقعا تشخیص داده شود، نرخ رشد مصرف و سود تقسیم شده از فرایند تغییر رژیم مارکف پیروی می‌کند بنابراین باید، به مدل اضافه شود.

گردن و آمور[۴] (۲۰۰۰) با در نظر گرفتن رفتار ریسک‌گریزی، مشروط به حالت‌های واقعی در جهان، مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف را توسعه دادند. آنها نشان دادند که برای یک سطح پایین مصرف، ریسک‌گریزی مخالف چرخه است. این موضوع دلالت بر تولید نوسان بالاتر شوک‌های مصرف در مطلوبیت نهایی دوره‌های مصرف پایین دارد. بنابراین عامل اقتصادی در این دوره نمی‌تواند از سهام به‌عنوان مانعی برای نوسان در مصرفش استفاده نماید. در این مطالعه همچنین قیمت‌های دارایی توسط مدل رژیم ترجیحات مارکوف برای دو حالت بررسی شده است. به‌عبارتی واضح، بازارهای افزایشی و کاهشی به‌ترتیب نشان دهنده ریسک‌گریز نسبی پایین و بالا است. این دو محقق نشان دادند که برآوردهای همزمان از اوراق قرضه و بازار سهام تأکید بر حرکت ریسک گریز نسبی آرام دارد بطوریکه این مدل توانایی توضیح حرکت چرخشی قیمتهای بازار را دارد.

براندت و وانگ[۵] (۲۰۰۲) 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 به‌همراه شبیه‌سازی بر اساس روش حداقل مربعات نشان داد که ریسک‌گریزی در پاسخ به اخبار تورم تغییر می‌کند و صرف سهام با ورود تورم به مدل، افزایش می‌یابد.

کنساتنتین و همکاران[۶] (۲۰۰۲) بیان می‌کنند ویژگی سهام به‌عنوان 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 سعی‌کردند. مهرآ (۲۰۰۳) در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی استاندارد و با استفاده از واسنجی نشان داد که معمای صرف سهام فقط مخصوص به بازار سهام ایالت متحده نمی‌باشد. وی نشان داد که در بازارهای انگلستان، آلمان، ژاپن و فرانسه هم صرف سهام بالایی وجود دارد.

جیوونی[۷] (۲۰۰۹) کاربرد قیمت‌گذاری دارایی را در یک مدل اقتصاد کلان با دو عامل، تحت دو سناریو بررسی نمود. سناریو نخست، مشارکت محدود بازار سهام و سپس ناهمگنی در کشش جانشینی بین دوره‌ای می‌باشد. در این مطالعه مقادیر پارامترها با استفاده از روش واسنجی بدست نمی‌آید و از ادبیات چرخه‌های تجاری اخذ شده است. همچنین وی فرض می‌کند که سهامداران تمایل به بازده‌های بالا جهت نگه‌داری سهام در سبدی مجزا از غیرسهامداران که تمایلی برای تحمل ریسک بالا را ندارند، می‌باشد. غیرسهامدارن بیشتر مردمی با درآمد پایین و وابسته به کار می‌باشند. آنها در سرمایه‌گذاری خود ریسک‌گریز هستند و بنابراین قادر به تحمل چرخه‌های تجاری نیستند. در مقابل سهام‌داران مردمی با درآمد بالا هستند که چرخه‌های تجاری بازار را با صرف سهام بالایی تحمل می‌کنند. مدل آنها قادر است که تعدادی از حقایق قیمت‌گذاری دارایی که مطابقت با مدل عادات کمبل و کهران (۱۹۹۹) دارد، توضیح دهد. این حقایق معمای صرف سهام و نرخ دارایی بدون ریسک را شامل می‌شود. نتایج آنها حاکی از صرف ریسک خلاف چرخه می‌باشد. همچنین مدل آنها قادر به تولید نرخ دارایی بدون ریسک با نوسان پایین (۵/۷ درصد در سال) و ماندگاری بالا است.

Archive of SID

www.SID.ir

نوری و میرآخور[8] (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 ریسک-گریزی سرمایه‌گذار، از ابهام و ضعف موسسات مالی در کشورهایی با بازار نو ظهور است.

دنادلی و پرسپری[9] (۲۰۱۲) با بررسی معمای صرف سهام در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور به یافته‌های جدیدی دست می‌یابند. آنها در چهارچوب مدل استاندارد مهرا و پرسکات (۲۰۰۳) مشاهده نمودند در دهه اخیر صرف سهام در کشورهای توسعه یافته کاهش‌یافته و یا منفی می‌باشد در حالیکه در کشورهای نوظهور همانند برزیل و آرژانتین صرف سهام بالایی وجود دارد. همچنین با وجود کاهش شدید صرف سهام در کشورهای توسعه یافته همانند ایالت متحده، ضریب ریسک گریزی بسیار بالا بدست آوردند. آنها ادعا می‌کنند که عدم دستیابی به یک جانشین مناسب برای دارایی بدون ریسک، فروض نامناسب مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (CCAPM) و کمبود داده منجر به برآورد غیرعادی از ضریب ریسک گریز نسبی هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم نوظهور شده است. آنها استدلال می‌کنند با در نظر گرفتن سناریو اقتصاد کلان جدید دور از نظر نمی‌باشد که بسیاری از اوراق قرضه شرکتها امن‌تر از اوراق قرضه دولتی باشند. بنابراین جانشین نرخ دارایی بدون ریسک باید توسط چرخه‌های تجاری به روز شود.

زی و همکاران[10] (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 غیر ریسکی برمی‌گزینند، بدین نتیجه رسیدند که به‌غیر از ریسک‌گریزی، گریز از ناامیدی نقش بسیار مهمی را در توضیح معمای صرف سهام، در ۱۹ کشور تحت بررسیشان دارد.

کازاب و مارشال[11] (۲۰۱۵) با وارد کردن هزینه‌های بنگاه در مدل نئوکنزین با ترجیحات ایپستین-زین در چارچوب مدلهای تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) صرفهای بالای سهام و اوراق قرضه را بدست آوردند، بدون اینکه برآورد مدل از گشتاورهای مرتبه اول و دوم متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان در معرض مخاطره قرار گیرد. همچنین مدل آنها قادر است که با قرار دادن برآوردی کوچک برای شکاف تولید، ریسک بالای تورم را تولید نماید. در حالیکه مدل نئوکنزین استاندارد فقط در صورت قرار دادن ضریب بالای شکاف تولید از قاعده تیلور، می‌تواند ریسک تورم بالا را بدست آورد.

یانگ[12] (۲۰۱۶)، بیان می‌کند که نرخ رشد مصرف ایالت متحده، به وضوح از دو رژیم (رژیم رشد پایین (بالا) با نوسان بالا (پایین)، مرتبط با رکود (رونق)) پیروی می‌کند. وی مدلی را توسعه می‌دهد که در آن نرخ رشد مصرف و سود تقسیم شده دارای فرآیند تغییر رژیم است. مدل وی با تولید صرف سهام بالا در دوره رکود، قادر به توضیح معمای صرف سهام ایالت متحده است.

در ایران تعداد تحقیقاتی که موضوع معمای صرف سهام را بررسی نموده‌اند اندک و نتایج آنها مختلط می‌باشد. بطوریکه کشاورز حداد و اصفهانی (۱۳۹۲) در چهارچوب آزمونهای تسلط تصادفی و در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۶ نشان دادند که معمای صرف سهام در ایران وجود ندارد. اما محمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) با

Archive of SID

www.SID.ir

بررسی مدل رانجیش مهرا (۲۰۰۳) در داده‌های اقتصاد ایران نشان دادند که معما وجود دارد. نهایتا این محققان با ورود پس‌انداز به تابع مطلوبیت، مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف را تعدیل نمودند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- مدل تجربی معمای صرف سهام

جهت آزمون معمای صرف سهام با انجام تغییراتی، مدل CCAPM بصورت زیر استفاده شده است:

$$\mathrm{E_t}\left[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}\right] = \gamma_0 + \gamma_1 h_{r,c} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

عبارت دوم در سمت چپ معادله (۷)، فاکتور تصحیح نابرابری جنسن می‌باشد و به دلیل کوچک بودن اثراتش و ساده‌سازی حذف شده است. همچنین، برای آزمون مدل، عرض از مبدأ به مدل اضافه شده است. معادله (۸) پس از جانشینی $h_{r,c}$ از طریق استخراج کوواریانس شرطی از سیستم گارچ دو متغیره فازی بین بازده سهام (r) و رشد نهایی مصرف خانوار (c)، توسط روش حداقل مربعات خطا برآورد می‌شود. در ادامه فرض شده است، ضریب ریسک‌گریز سرمایه‌گذار در رژیم‌های متفاوت رکود و رونق اقتصاد کلان و مالی متغیر است. جهت بررسی این فرضیه از متغیرهای مجازی فازی پیشنهاد شده در مدل (۸) استفاده شده است. با این توضیحات معادله CCAPM-F معرفی می‌شود:

$$E\left[r_{i,t+1} - r_{f,t+1}\right]_t = \gamma_0 + \gamma_1(LL_{Cr,t} * h_{cr,t}) + \gamma_2(LH_{Cr,t} * h_{cr,t}) + \gamma_3(HL_{Cr,t} * h_{cr,t}) + \gamma_4(HH_{Cr,t} * h_{cr,t}) + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

که ضرایب γ_1 تا γ_4 نشان دهنده ریسک‌گریزی متغیر سرمایه‌گذار به ترتیب در رژیم‌های رکود در اقتصاد و بازار مالی $(LL_{Cr,t})$، رکود در اقتصاد و رونق در بازار $(LH_{Cr,t})$، رونق در اقتصاد و رکود در بازار $(HL_{Cr,t})$ و رونق در اقتصاد و بازار $(HH_{Cr,t})$ است. معادله (۹) بعد از جانشینی $h_{r,c}$ که از سیستم گارچ دو متغیره فازی استخراج شده است، توسط روش حداقل مربعات خطا برآورد می‌گردد.

۳-۲- فازی سازی متغیرهای مجازی (رژیم‌های فازی)

ایده فازی سازی متغیرهای مجازی در مطالعه حاضر، از بخش ناخطی مدل STAR گرفته شده است. در این مدل از توابع انتقال متفاوتی چون لجستیک استفاده می‌شود. مفهوم توابع انتقال بسیار نزدیک به توابع عضویت مجموعه‌های فازی زاده (۱۹۶۸) می‌باشد. اگر مدل STAR را دو بخش در نظر بگیریم، بخشی که همانند اتورگرسیو خطی (AR) عمل می‌کند و بخشی ناخطی که شامل تابع انتقال است، بنابراین می‌توان انتقادی بر بخش ناخطی آن وارد نمود. تابع انتقال همانند تابع عضویت فازی است ولیکن هیچ قانون یا جمله زبانی برای

Archive of SID

www.SID.ir

ورودیها استفاده نشده است. به‌عبارتی 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.

محققانی همانند جیووانیس[۱۳] (۲۰۰۹) و بزازان و همکاران (۱۳۹۲) به تبعیت از جیووانیس (۲۰۰۹)، از توابع عضویت مثلثی فازی به‌جای متغیرهای مجازی صفر و یک در مدل گارچ یک متغیره، برای بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده بورس استفاده نمودند. با اینکه نتایج مطالعه این محققان حاکی از عملکرد بهتر مدل با متغیرهای مجازی فازی بود، اما این محققان هیچ دلیلی برای استفاده از توابع عضویت مثلثی فازی ارائه نکردند. یکی از معدود مطالعاتی که این انتقاد را نشان داده مطالعه آزنارت ، بنیتز و کاسترو[۱۴] (۲۰۰۷) است. همچنین 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 (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.

با این تفسیر در ادامه، 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. برای اقتصاد کلان و بازار مالی بصورت مجزا دو متغیر مجازی رکود و رونق در نظر گرفته شده است. به‌دلیل اینکه داده‌ها بصورت منفی و مثبت هستند، متغیرهای مجازی 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):

$$I_{CL}=\begin{Bmatrix}1 & IF & c_t<0\\ 0 & & o.w\end{Bmatrix},\ I_{CH}=\begin{Bmatrix}1 & IF & c_t>0\\ 0 & & o.w\end{Bmatrix}=\begin{Bmatrix}1 & IF & r_t>0\\ 0 & & o.w\end{Bmatrix},\ I_{rL}=\begin{Bmatrix}1 & IF & r_t<0\\ 0 & & o.w\end{Bmatrix},\ I_{rH} \qquad (۱۰)$$

مجموعه‌های معرفی شده (۱۰) قطعی و کلاسیک با بردی دو ارزشی شامل مقادیر صفر و یک هستند. می‌توان استدلال نمود، رکود و رونق مفاهیمی فازی هستند و دقیقا 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 (۱۰) 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 به‌دنبال 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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. متقابلا سایر روشها می-توانند مقایسه شوند.

اگر x_k ، k امین داده و v_i مرکز iامین 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 iام با u_{ik} خواهیم داشت:

$$u_{it} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{k}(\frac{d_{it}}{d_{jt}})^{\frac{2}{m-1}}} \qquad \sum_{i=1}^{c}(u_{ik}) = 1 \quad i = 1,2,3,\dots,c$$

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 آنچه که در عمل رایج است، انتخاب m=۲ است. با این توضیح، هر کدام از متغیرهای نرخ رشد مصرف و بازده سهام را به دو خوشه تقسیم‌بندیی نموده و توابع عضویت آنها استخراج شده است. اگر u_{CL}، u_{CH}، u_{rL} و u_{rH} به‌ترتیب مقادیر عضویت رکود و رونق سری‌زمانی نرخ رشد مصرف و بازده بازار سهام باشند، آنگاه داریم:

۱) اگر اقتصاد کلان در رکود باشد آنگاه $L_{Ct} = u_{CL}$
۲) اگر اقتصاد کلان در رونق باشد آنگاه $H_{Ct} = u_{CH}$
۳) اگر بازار سهام (بازار مالی) در دوره رکود باشد آنگاه $L_{rt} = u_{CL}$
۴) اگر بازار سهام (بازار مالی) در دوره رونق باشد آنگاه $H_{rt} = u_{rH}$

از آنجاییکه 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 شده است:

۱) 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 $LH_{Cr,t} = L_{Ct} * H_{rt}$
۳) اگر اقتصاد کلان در رونق و بازار سهام در رکود باشد آنگاه $HL_{Cr,t} = H_{Ct} * L_{rt}$
۴) اگر اقتصاد کلان در رونق و بازار سهام در رونق باشد آنگاه $HH_{Cr,t} = H_{Ct} * H_{rt}$

۳-۳- معرفی مدل گارچ دو متغیره فازی

Archive of SID

www.SID.ir

برای استخراج کوواریانس شرطی بین بازده سهام و نرخ رشد مصرف نهایی خانوار ($h_{r,c}$) و استفاده در مدلهای (۸) و (۹) سیستم معادلات گارچ دو متغیره فازی از نوع VECH بصورت زیر معرفی می‌شود::

$$\begin{Bmatrix} c_t = \tau_1 L_{ct} + \tau_2 H_{ct} + \tau_3 c_{t-1} + \varepsilon_{ct} \\ h_{ct} = \omega_1 L_{ct} + \omega_2 H_{ct} + \omega_3 h_{c,t-1} + \omega_4 \varepsilon_{c,t-1}^2 \\ r_t = \partial_1 L_{rt} + \partial_2 H_{rt} + \partial_3 r_{t-1} + \varepsilon_{rt} \\ h_{rt} = \varphi_1 L_{rt} + \varphi_2 H_{rt} + \varphi_3 h_{r,t-1} + \varphi_4 \varepsilon_{r,t-1}^2 \\ h_{cr,t} = \rho_0 + \rho_5 h_{cr,t-1} + \rho_6 \varepsilon_{r,t-1} \varepsilon_{c,t-1} \end{Bmatrix} \qquad (۱۱)$$

در سیستم معادلات (11)، اثر رژیم‌های رکود و رونق اقتصادی بر نرخ رشد مصرف و نوسان آن، همچنین رکود و رونق مالی بر بازده سهام و نوسانش بررسی شده است.

۴- تحلیل داده‌ها و یافته‌های تجربی

۴-۱- تحلیل داده‌ها

در این مطالعه از شاخص کل قیمت بازار اوراق بهادار تهران بصورت فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۴ استفاده شده‌است. بازدهی فصلی بازار سهام، بر پایه شاخص قیمت فصلی بصورت $\mathbf{r_{i,t+1}} = \frac{\mathbf{p_{t+1}} - \mathbf{p_t} + \mathbf{d_{t+1}}}{\mathbf{p_t}}$ محاسبه شده‌است. 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). سری زمانی مصرف نهایی خانوار (C_t) از بانک مرکزی ایران در بازه زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۴ بصورت فصلی اخذ شده و توسط شاخص تورم ۱۳۹۱ هموار شده است. 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 و در بازه ۱۳۷۱-۱۳۹۴ که توسط بانک مرکزی ایران اعلام می‌شود، بصورت جانشینی برای دارایی‌های بدون ریسک استفاده شده است (برای نمونه به دونادلی و پروسپری (۲۰۱۲) مراجعه شود). صرف سهام از تفاوت نرخ بازده دارایی بدون ریسک از نرخ بازده‌های سهام بدست می‌آید: $r_{i,t+1} - r_{f,t+1}$ که $r_{f,t+1}$ میانگین فصلی نرخ سپرده‌های حقیقی بانکی است. در ادامه برخی از ویژگیهای توزیع سریهای زمانی معرفی شده در جدول (۱) آورده شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد، به‌غیر از صرف سهام، سریهای زمانی 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.

جدول ۱- آمارهای توصیفی سریهای زمانی

Archive of SID

www.SID.ir

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	احتمال معنی داری آزمون جارکیو-برا
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 حقیقی مصرف نهایی خانوار	۰,۰۱	۰,۰۶۶	۰,۷۱	۳,۹	(۰,۰۳)*
میانگین بازده حقیقی سپرده‌های یک ساله و پنج ساله بانکی	-۰,۰۱۴	۰,۰۲۸	-۱,۷	۸,۰۷	(۰)*

منبع: محاسبات تحقیق، علامت * به‌معنای معنی داری آزمون است.

۴-۲- نتایج برآورد گارچ دو متغیره فازی

قبل از برآورد مدل (۱۱)، وضعیت خودهمبستگی‌ها با مراتب متفاوت در سری‌های زمانی و مجذور سری‌های زمانی نرخ رشد حقیقی مصرف نهایی خانوار و بازده حقیقی سهام مورد بررسی قرار گرفته‌است. نتایج حاصل از این بررسی در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲- خود همبستگی مجذور بازده حقیقی سهام در مراتب متفاوت

خود همبستگی بازده حقیقی سهام و مجذورش						
خود همبستگی	γ(۱) (p-value)	γ(۲) (p-value)	γ(۴) (p-value)	γ(۱۰) (p-value)	γ(۱۵) (p-value)	γ(۲۰) (p-value)
r_t	(۰/۳۶۶)	(۰/۲۱۲)	(۰/۰۴۲)*	(۰/۱۷۶)	(۰/۱۵۰)	(۰/۲۰۷)
r_t^2	(0/0101)*	(0/0107)*	(0/0181) *	(0/0436)*	(0/0329)*	(0/0778)
خودهمبستگی نرخ رشد حقیقی مصرف نهایی خانوار و مجذورش						
خود همبستگی	γ(۱) (p-value)	γ(۲) (p-value)	γ(۳) (p-value)	γ(۱۰) (p-value)	γ(۱۵) (p-value)	γ(۲۰) (p-value)
c_t	(۰/۰۸۲)	(۰/۰۳۳)*	(۰/۰۳۴)*	(۰/۰۵۲۹)	(۰/۰۶۴)	(۰/۰۷۲)
c_t^2	(0/144)	(0/088)	(0/174)	(0/000)*	(0/000)*	(0/000)*

منبع: محاسبات تحقیق، علامت * به‌معنای معنی‌داری آزمون است.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، خودهمبستگی برای مجذور این سریها در مراتب متفاوت معنی‌دار است. بنابراین استفاده از مدل گارچ دومتغیره برای مدلسازی دو سری زمانی با توزیع خطای t مناسب است.

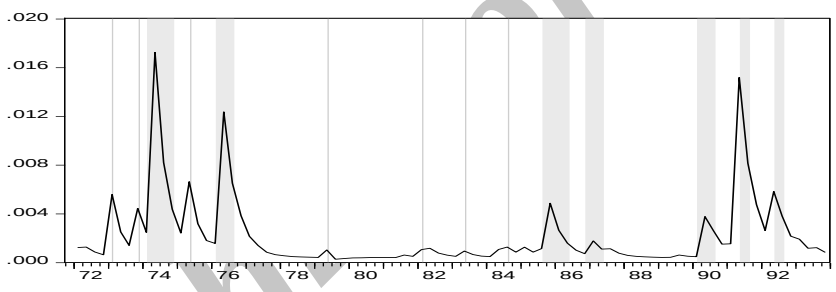
نتایج سیستم معادلات (۱۱) در جدول (۳) گزارش شده است. وقفه‌های بهینه مدل، بر اساس معیار بیزین شوارتز که نسبت به سایر معیارها تعداد درجات آزادی کمتری را از دست می‌دهد، انتخاب شده است. نتایج برآورد مدل (۱۱) نشان می‌دهند که میانگین بازده‌های سهام در دوره رونق بازار به‌صورت برجسته‌ای با مقدار ضریب معنادار ۱۳/۹ درصد فصلی و نوسان پایین‌تر نسبت به دوره‌های رکود بازار با میانگین بازده‌های فصلی به

Archive of SID

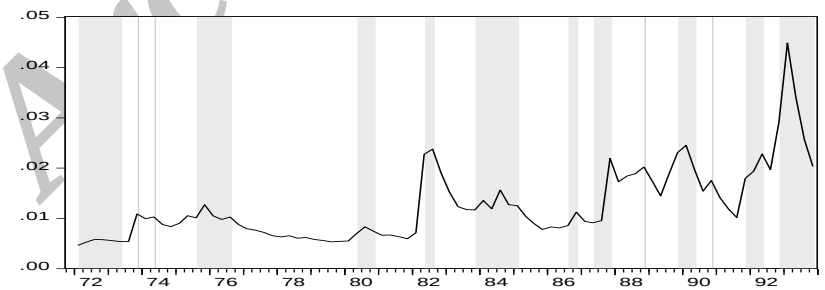
www.SID.ir

صورت معنادار ۶- درصد مشخص می‌شود. 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 دوره‌های رکود بازده‌های منفی و عدم اطمینانی بالا را برای سرمایه‌گذار تولید می‌کند. نرخ رشد مصرف حقیقی نهایی خانوار در اقتصاد کلان نیز الگویی مشابه ایجاد می‌کند. میانگین نرخ رشد مصرف در دوره‌های رونق با مقدار ضریب معنادار ۸ درصد فصلی و نوسانی پایین‌تر و مقدار معنادار منفی ۲/۹ درصد در دوره رکود با نوسانی بالاتر مشخص می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد که دوره‌های رکود نسبت به رونق نوسانی بالاتر را به دلیل عدم اطمینان در مسیر رشد آینده از مصرف ارائه نموده است.

نمودار (۱) و (۲) واریانس شرطی نرخ رشد مصرف حقیقی نهایی خانوار و بازده‌های حقیقی سهام که از سیستم معادلات گارچ دو متغیره فازی (۱۱) استخراج شده، به تصویر می‌کشاند. نواحی سایه زده‌شده مرتبط به دوره‌های رکود می‌باشد. این نواحی برای هر دو سری زمانی نوسان بالاتر را نشان می‌دهد. واریانس شرطی رشد مصرف حقیقی در نیمه اول دهه ۷۰ و نیمه دوم دهه ۸۰ تا انتهای دوره مورد بررسی دارای نوسان بالاتر است که می‌توان آن را متناطر با دوره‌های رکود در اقتصاد ایران تفسیر نمود.



نمودار (۱). واریانس شرطی نرخ رشد حقیقی مصرف



نمودار (۲). واریانس شرطی بازده حقیقی سهام

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون پورتمانتیو[15] که در جدول (۳) گزارش شده، حاکی از عدم خودهمبستگی در مانده‌ها و مناسب بودن مدل است.

جدول ۳- نتایج برآورد گارچ دو متغیره فازی سیستم معادلات (۱۱)[16]

نام‌ضرایب	مقدارضریب	خطای‌استاندارد	آزمون پورتمانتیو
τ_1	*-۰/۰۲۹	۰/۰۰۵	مقدار احتمال معنی داری آماره Q تعدیل شده برای وقفه های ۱، ۸ و ۱۲ به‌ترتیب : ۰/۴۸، ۰/۳۹ و ۰/۷۴.
τ_2	*۰/۰۸	۰/۰۰۵	
ω_1	*۰/۰۰۰۲۶۸	۰/۰۰۰۰۷	
ω_2	*۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	
∂_1	*-۰/۰۶	۰/۰۰۲۲	
∂_2	*۰/۱۳۹	۰/۰۰۹۹	
φ_1	*۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۱	
φ_2	*۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۹	

علامت * به معنای معناداری ضرایب از نظر آماری است.

۴-۳- نتایج بررسی معمای صرف سهام

قبل از برآورد مدل‌های (۸) و (۹)، وضعیت مانایی داده‌های سری‌زمانی صرف سهام و کوواریانس شرطی حاصل از سیستم (۱۱) با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این آمون در سطح متغیرها، در جدول (۴) نشان داده شده است. بر اساس نتایج این جدول، متغیرها در سطح مانا می‌باشند. در جدول (۵) نتایج برآورد مدلهای CCAPM و CCAPM-F گزارش شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل

متغیر	آزمون فیلیپس و پرون (pp)				
	مقدار آماره	p-value	مقادیر بحرانی		
			٪۱	٪۵	٪۱۰
کوواریانس شرطی ($h_{r,c}$)	۰/۰۰۰۱	-۱۲/۱۵۹	-۳/۵	-۲/۹	-۲/۵۸
صرف سهام	۰/۰۰۰	-۵/۹	-۳/۵	-۲/۹	-۲/۵۸

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵- نتایج مدل‌های CCAPM و CCAPM-F

پارامتر					
مدل	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
CCAPM	۰/۰۲۹ (۰/۱۰۴۴)	-3/۹ *(۱/۸)			
CCAPM-F	۰/۰۰۲۳ ۰/۱۰۳۱۹	۷/۹ ۲/۳۰۷۲۸۸	۵/۸ ۱/۵۹۷۹۹۱	۲/۹ ۰/۲۸۲۶۳۲	۱/۸ ۰/۵۳۰۲۰۸
آماره های تشخیص					
مدل	مقدار آماره F	داربین-واتسن	R تعدیل شده	خود همبستگی	
CCAPM	{۰/۰۴} ۹/۱۴	۱/۷۱	۰/۳۴	{۰/۰۴۴}وقفه ۱ {۰/۰۸۹}،وقفه۱۰	
CCAPM-F	{۰/۰۰} 42/9	1/968517	0/655927	{۰/۲۰۱۰}وقفه ۱،{۰/۴۴۷}وقفه ۱۰	

خطای استاندارد ضرایب در () گزارش شده است. {} نشان‌دهنده احتمال معناداری است. علامت * معناداری ضریب از نظر آماری است.

نتایج برآورد مدل CCAPM در جدول (۵) نشان می‌دهد که ضریب ریسک‌گریز نسبی (α_1) با مقدار منفی ۳/۹ از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ درصد معنادار است. توجیه ضریب ریسک‌گریز منفی در مدلی که در آن نماینده اقتصاد بسیار مراقب جریان مصرفیش است، مشکل و غیرمعقول است. در ادامه جدول (۵)، نتایج برآورد مدل CCAPM-F نشان می‌دهد که هر چهار ضریب ریسک‌گریز نسبی در رژیم‌های ترکیبی اقتصادی و مالی از لحاظ آماری معنی‌دار و تقریبا در بازه مجاز ۲ تا ۱۰ قرار می‌گیرد. برآورد این ضرایب نشان می‌دهد که سرمایه‌گذار در ایران بصورت معقولانه ریسک‌گریز می‌باشد به‌گونه‌ای که منطق و نظریه اقتصاد نیز آن را حمایت می‌کند. بر این اساس ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران در رژیم رکود اقتصاد و بازار کاهشی و رونق اقتصاد و بازار افزایشی به‌ترتیب بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار است. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که سطح ریسک گریزی در رژیم رکود اقتصاد فارغ از اینکه بازار در چه شرایطی باشد، بالاتر است. این موضوع گویای این نکته است که در ایران افراد با درآمد پایین مخالف با سرمایه‌گذاری در بازار هستند و ترجیح می‌دهند که در سپرده‌های بانک سرمایه‌گذاری نمایند.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در مطالعه حاضر، اثرات تغییر رژیم مالی و اقتصادی بر معمای صرف سهام در بازار سهام تهران و دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۳ بصورت فصلی بررسی شده است. جهت ارزیابی اثر تغییر رژیم مالی و اقتصادی از توابع عضویتی که بر اساس خوشه‌بندی فازی استخراج شد، استفاده گردید. در واقع در این مطالعه روشی جدید جهت فازی-

Archive of SID

www.SID.ir

سازی متغیرهای مجازی و ترکیب آن در مدلهای اقتصاد سنجی ارائه شده است. علاوه بر نوآوری روش تحقیق با ترکیب دوره‌های رکود و رونق اقتصادی و مالی دیدگاهی جدید در ادبیات معمای صرف سهام ارائه شده است.

در ادبیات اقتصاد مالی، زمانی‌که ضریب ریسک‌گریز نسبی برآورد شده از مدل CAPM مبتنی بر مصرف، خارج از دامنه ۲ تا ۱۰ شود، معمای صرف سهام برقرار است. نتایج این مطالعه نشان داد که بدون در نظر گرفتن تغییرات رژیم مالی و اقتصادی، ضریب ریسک‌گریزی حاصل از مدل CCAPM در بازار تهران ۳- درصد است. از یک طرف در راستای مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف ادعا می‌شود، سرمایه‌گذار ریسک‌گریز بوده و خواهان هموار نمودن مصرف در طول زندگی است و از طرف دیگر این یافته در ایران نشان می‌دهد، سرمایه‌گذار خواهان ریسک است. بنابراین این یافته در چارچوب نظری قابل توجیه نیست. بر این اساس نتیجه می‌شود که معمای صرف سهام در ایران برقرار است. این نتیجه همگام با نتیجه تحقیق محمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) است. از سویی دیگر، ضریب منفی ریسک گریز نسبی در ایران را نتایج مقاله دنادلی و پروسپری (۲۰۱۲) نیز تأیید می‌کند. به عقیده این نویسندگان، 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.

در مدل پیشنهادی CCAPM-F توسط رژیم‌های فازی ترکیبی بازار و اقتصاد، فرض شد که ضریب ریسک‌گریز نسبی در بین این رژیم‌ها تغییر می‌کند. مدل CCAPM-F از لحاظ نظریه اقتصاد، نتایج قابل قبولی را ارائه نمود. بر اساس یافته‌های این مدل، سرمایه‌گذار در ایران به‌صورت معقول ریسک‌گریز است. مقدار ضریب ریسک‌گریز نسبی در بین رژیم‌های ترکیبی اقتصاد و بازار، متفاوت و از لحاظ آماری معنی‌دار است. مقدار ضریب ریسک‌گریزی برای رژیم رکود اقتصاد - بازار کاهشی و رونق اقتصاد-بازار افزایشی به‌ترتیب بالاتر و پایین‌تر است. این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذار با این رفتارها سعی در هموار نمودن مصرفش را در بین این رژیم‌ها دارد. این نتیجه، همراستا با نتایج مطالعه کمبل و کهران (۱۹۹۹)، یانگ (۲۰۱۶) و گردن و آمور (۲۰۰۰) است. کمبل و کهران، نیز با ساختن متغیر حالت برای رکود اقتصاد در چارچوب مدل CCAPM با ورود عادات، نشان دادند که ریسک‌گریزی در رکود اقتصاد افزایش می‌یابد. یانگ نیز با فرض تغییرات رژیم برای نرخ رشد مصرف و سود تقسیم شده، معمای صرف سهام را توضیح داد. گردن و آمور، نشان دادند که برای مصرف با سطح پایین، ریسک‌گریزی افزایش می‌یابد. همچنین با در نظر گرفتن مدل رژیم ترجیحات مارکوف برای قیمت‌های دارایی سهام نشان دادند که ریسک‌گریزی در بازارهای افزایشی و کاهشی به‌ترتیب پایین و بالا است.

در مجموع نتایج مطالعه حاضر از یک سو تأکید بر مدل‌سازی مناسب گشتاورهای مرتبه دوم در مدل CCAPM دارد و از سویی دیگر نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران بازار می‌توانند با تخصیص مناسب پورتفوای دارایی خود، بین بازار سهام (به‌عنوان دارایی ریسکی) و سپرده‌های بانک (به‌عنوان دارایی غیرریسکی) در شرایط متفاوت اقتصاد و بازار از صرف سهام موجود در بازار استفاده نمایند.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

* 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). ۴، ۵۵-۷۸.
* ابونوری، اسمعیل و شهریار، بهنام.(۱۳۹۳). "مدل‌سازی انتقاد لوکاس با رویکرد مجموعه های فازی". تحقیقات اقتصادی. (2)49، ۲۲۹-۲۶۵.
* بزازان، فاطمه، شیرین بخش ماسوله، شمس ا...، و سولماز صفری .(۱۳۹۱). "بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام رویکرد رگرسیون گارچ فازی بوت‌استرپ". دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۱۳. ۹۹-۱۱۰.
* کشاورز حداد، غلامرضا و اصفهانی، محمدرضا .(۱۳۹۲). "معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب آزمون‌های تسلط تصادفی". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران.۵۶، ۱-۴۰.
* 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، شماره۳، صص ۴۹-۷۲.
* Abounoori, E., & Shahriyar, B. (2014). "A New Nonlinear Specification of Structural Breaks for Money Demand in Iran". Iranian Journal of Economic Studies. 3(1). 1-19.
* Abel, A. (1994)." Exact Solutions for Expected Rates of Return under Markov Regime Switching: Implications for the Equity Premium Puzzle". Journal of Money, Credit and Banking. 26(3): 345-361.
* Aznarte M, J.L., Benitez, J.M.., & Castro, J.L. (2007). "Smooth transition autoregressive models and fuzzy rule-based systems": Functional equivalence and consequences. Fuzzy Sets and Systems. 158. 2734-2745.
* Bae, J, Kim, C-J., & Nelson, C.R. (2007). "Why are stock returns and volatility negatively correlated". Journal of Empirical Finance, 14, 41-58.
* Brandt, M. W., & Wang, K. Q. (2003). Time-varying Risk Aversion and Unexpected Inflation. Journal of Monetary Economics. 50 (7): 1457–1498.
* Campbell, J.Y. (1996). "Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience". Swedish Economic Policy Review. 3. 251-299
* 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.
* Campbell, J.Y., & J.H, Cochrane. (1999.). "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior". Journal of Political Economy. 107(2). 205–251.
* Constantinides, G.M., J.B. Donaldson., & Mehra, R. (2002). "Junior Can't Borrow: A New Perspective on the Equity Premium Puzzle". Quarterly Journal of Economics. 117(1). 269–296.
* Donadelli, M., & 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.
* Dzhumashev, R., & Madsen, J. B. (2009). "The equity premium puzzle and the ex post bias". Applied Financial Economics.19(2). 157-174.
* 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(2).263–286.

Archive of SID

www.SID.ir

* Giovanis, E. (2009). “Bootstrapping Fuzzy-GARCH Regressions on the Day of the Week Effect in Stock Returns: Applications in MATLAB”; MPRA. Working Paper.
* Giovanis, E. (2010). “Proposal of Additional Fuzzy Membership Functions in Smoothing Transition Autoregressive Models”. World Academy of Science, Engineering and Technology ,4. 2010-04-22.
* Gordon, S., & St-Amour, P. (2000). “A preference regime model of bull and bear markets”. American Economic Review. 90(4). 1019–1033.
* Guvenen, F. (2009). “A Parsimonious Macroeconomic Model for Asset Pricing”. Econometrica. 77. 1711–1750.
* Lettau, M., Ludvigson, S., and Wachter, J. (2006)., The declining equity premium: what role does macroeconomic risk play? Review of Financial Studies, forthcoming.
* Kahneman, D., Tversky, and March, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. Econometrica, 47 (2), 263–292.
* Kaszab, L & Marsal, A. (2015). “Explaining Bond and Equity Premium Puzzles Jointly in a DSGE Model”. MNB Working Papers.
* McGrattan, E.R., & Prescott, E.C. (2001). “Taxes, Regulations, and Asset Prices”. Working Paper No. 610. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
* Mehra, R. (2003). “The equity premium: why is it a puzzle?”. Financial Analysts Journal. 59(1).54-69.
* Mehra, R., & E. C, Prescott. (1985). “The equity premium: a puzzle. Journal of Monetary Economics”.15(2). 145-161.
* Nuri E, S., & 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). 37-88.
* Sill, K. (2006). Macroeconomic volatility and the equity premium. Federal Reserve Bank of Philadelphia, working paper no. 06-1.
* Weil, P. (1989). “The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle”. Journal of Monetary Economics. 24(2). 401-421.
* Xie, Y., Athanasios, A., & Florackis, C. (2014). “Disappointment aversion and the equity premium puzzle: new international evidence”. The European Journal of Finance.1-15.
* Zadeh, L. A. (1968). “Fuzzy algorithms”. Information and Control, 12, 94-102

یادداشت‌ها

[1]. مقاله فوق، از رساله دکترای سولماز صفری با عنوان " بررسی معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران: چهارچوب گارچ چندمتغیره و منطق فازی" تحت راهنمایی دکتر علیرضا عرفانی و مشاوره دکتر اسمعیل ابونوری، در دانشگاه سمنان، استخراج شده است

[2] Weil, P.

[3] . Abel.

[4]. Gordon & Amour.

[5] . Brandt & Wang.

[6] Constantinides et al.

[7].Guvenen.

[8] Nuri E, S., and Mirakhor, A.

[9]Donadelli, M., and Prosperi, L

[10] Xie et al.

[11]Kaszab, L and Marsal, A

[12]. Yang.

[13] Giovanis, E

Archive of SID

www.SID.ir

[14]Aznarte M, J.L, Benitez, J.M & Castro, J.L

[۱۵] آماره آزمون لیونگ باکس هاسکینگ که شکل چند متغیره آن آزمون پورتمانتیو است، براي آزمون وجود اثرات خودهمبستگی در مانده‌های مدل چندمتغیره استفاده می‌شود.

[۱۶] در جدول (۳) فقط ضرایبی که از نظر تفسیر اهمیت دارند، گزارش شده است.

Archive of SID

www.SID.ir