Archive Of SID

فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال نهم، شماره سی‌ودوم
زمستان ۱۳۹۵

بررسی معمای صرف ریسک سهام دراقتصاد ایران با استفاده از روش تخمین GMM در مدل S-CCAPM

اعظم محمدزاده[۱]
محمدنبی شهیکی تاش[۲]
رضا روشن[۳]

تاریخ دریافت: ۹۴/۸/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۲۵

چکیده

یکی از مهمترین شاخه‌های علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. به همین دلیل در این راستا الگوهای بسیاری در تبیین نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها ارائه شده است. مطالعات دو دهه اخیر، بر وجود محدودیت‌هایی در مدل‌های مربوطه اشاره دارند. از جمله می‌توان به ایجاد مسائلی همچون معمای صرف ریسک سهام اشاره کرد. در این مقاله ضمن معرفی و تبیین مبانی نظری معمای صرف ریسک سهام، به بررسی تجربی این پدیده با کمک داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. برای بررسی این معما علاوه بر روش مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، از تخمین مدل S-CCAPMبا روش GMMنیز استفاده شده است. مدل S-CCAPM تعدیلی بر مدل CCAPM می‌باشد که با ورود پس‌انداز به تابع مطلوبیت ایجاد شده است.نتیجه برازش مدل‌ها نشان می‌دهد که: با توجه به روش اول مقدار صرف ریسک سهام ۵/۷ بدست آمده است و این رقم نشان از وجود معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد ایران دارد چرا که با استفاده از داده‌های تجربی مقدار صرف ریسک ۰/۱۲۹ است. اما در روش دوم، مقدار صرف ریسک سهام ۰/۴ بدست آمده است و این امر دلالت بر این دارد که با تعدیلاتی در مدل CCAPM پایه می‌توان به حل این معما کمک کرد.

واژه‌های کلیدی: معمای صرف سهام، بازده بدون ریسک قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدلCCAPM، مدل S-CCAPM.

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه سیستان وبلوچستان، دانشگا ه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
az.mohammadzadeh@gmail.com
۲- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشگاه سیستان و بلوچستان، mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
۳- استادیار دانشکده علوم انسانی دانشگاه خلیج فارس بوشهر re_roshan@yahoo.com

www.SID.ir

Archive Of SID

۱- مقدمه

با مروری اجمالی بر ادبیات مالی مشخص می‌شود که یکی از مهمترین اهداف علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. به همین دلیل الگوهای بسیاری در جهت تبیین نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها ارائه شده است. یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل CCAPM[1] است که توسط بریدن[2] (۱۹۷۹) ارائه گردید. در این مدل، بازده مورد انتظار سهام با بتای مصرف (نه با بتای بازار) تغییر می‌کند. بنابراین در این مدل شرح داده می‌شود که چه مقدار از تغییرات بازده بازار سهام در ارتباط با رشد مصرف است. در مدل استاندارد و پایه CCAPM یک رابطه خطی بین بتای مصرف و مازاد بازده دارایی‌هابرقرار است ولی متأسفانه CCAPM خطی باعث ایجاد معمای صرف سهام شده است بدین صورت که برای توضیح بزرگی صرف سهام نیاز به ریسک‌گریزی بسیار بالاست. این مطلب با عنوان «معمای صرف سهام[3]» مشهور شده است که اولین بار توسط مهرا و پرسکات[4] (۱۹۸۵) ارائه شد. مهرا و پرسکات در مقالهٔ معروفشان، نشان دادند که تطبیق یا سازگاری بازده‌های دارایی‌های مشاهده‌شده با معادلات استخراج شده از دل مدل‌ها[5] کار دشواری است. مطالعه مهرا و پرسکات نشان می‌دهد که میانگین بازده سهام بیشتر از میانگین بازده دارایی بدون ریسک است. در طی دوره ۱۹۷۸- ۱۸۸۹ میانگین واقعی سالانه شاخص S&P500 ، ۷ درصد بود، در حالیکه میانگین عایدی دارایی بدون ریسک کمتر از ۱ درصد بوده است، حال سؤالی که در ذهن ایجاد می‌شود این است که با وجود بالا بودن بازده سهام چرا همچنان اقبال عمومی برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام نسبت به اوراق قرضه آنقدر بالا نیست؟ و به بیان دیگر آیا این اختلاف زیاد در میانگین عایدی می‌تواند توسط مدل‌هایی که هزینه‌های معاملات، محدودیت‌های نقدینگی و سایر اصطکاک‌ها را در چارچوب آرو- دبرویی[6] در نظر نگرفته‌اند، محاسبه شود. یافته‌های مهرا و پرسکات در سال ۱۹۸۵ نشان می‌دهد که این مدل‌ها نمی‌تواند این مسأله را توضیح دهد. با توجه به مدل‌های ارائه شده، ضریب ریسک‌گریزی نسبی مورد نیاز برای به دست آوردن صرف سهام داده‌های واقعی، $\theta = 25$ است که این یک سطح غیرعادی از ریسک‌گریزی نسبی است. از این گذشته، معمای صرف سهام در دوره‌های بعد از شناسایی آن به وسیلهٔ مهرا و پرسکات پیچیده‌تر شده است. از سال ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۳ متوسط صرف سهام (اقتصاد آمریکا) به هفت درصد رسیده است. علاوه بر این، رشد مصرف باثبات‌تر شده و کمتر با بازدهٔ همبستگی دارد: انحراف معیار رشد مصرف در این دوره ۱/۲ درصد و انحراف معیار بازدهٔ اضافی بازار ۱۴/۴ درصد و همبستگی بین این دو مقدار ۰/۳ بوده است. این ارقام دلالت بر این دارند که ضریب ریسک‌گریزی نسبی در حدود ۱۶۳ است. این معما باعث انجام تحقیقات بسیاری شده است و توضیحات بسیاری برای آن پیشنهاد شده است. اما اکثر آن‌ها توضیح روشنی برای این معما ارائه نکرده‌اند.

هدف از نگارش این مقاله بررسی وجود معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ است. در این مقاله به دنبال پاسخ به سؤالات زیر هستیم:

- ✓ آیا معمای صرف ریسک سهام در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ در اقتصاد ایران وجود دارد؟

www.SID.ir

Archive Of SID

- ✓ آیا در صورت وجود این معما، می‌توان با تعدیلاتی در مدل‌های پایه قیمت‌گذاری دارایی‌ها این مشکل را برطرف ساخت؟

به منظور پاسخ به سؤالات فوق، در این مقاله علاوه بر بررسی معمای صرف سهام با روش مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)با استفاده از بازنگری در مدل استاندارد CCAPM، تعدیلاتی در تابع ترجیحات صورت گرفته است. این تعدیلات که در بخش مبانی نظری بصورت کامل توضیح داده خواهد شد، شامل وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت و استفاده از روش تخمین GMM خواهد شد و با تخمین پارامترهای مدنظر در مدل S-CCAPM به بررسی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداخته شده است.

این مقاله بدین صورت سازماندهی شده است که در بخش دوم،مجموعه‌ای از مطالعات اقتصادی به همراه مبانی نظری مدل در رابطه با مسئله معمای صرف سهام ارائه شده است، مبانی نظری مدل با سه بیان مختلف (معمای صرف سهام با روش مهرا و پرسکات، معمای صرف سهام با روش کران هنسن-جاناتان، مدل SCCAPM) ارائه شده است. بخش سوم مقاله در بردارنده فرضیه‌های پژوهش است. خلاصه‌ای از مشاهدات واقعی اقتصاد ایران و بعبارتی داده‌ها و متغیرهای پژوهش در قسمت چهارم مقاله ارائه شده است. در بخش پنجم مقاله، نتایج تجربی مدل اقتصادی و بررسی نتایج مشاهدات تاریخی آورده شده است. در نهایت بخش آخر این مقاله شامل نتیجه‌گیری و بحث است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در این قسمت ابتدا مبانی نظری در مورد صرف ریسک سهام و سپس مروری بر مطالعات انجام شده در این زمینه ارائه خواهد شد. در قسمت مبانی نظری دو بیان مختلف از معمای صرف ریسک سهام معرفی شده است و هدف آشنایی کامل با این معما بصورت تئوریک و روابط جبری است. سپس در بخش آخر این قسمت، مدل SCCAPM معرفی شده که یکی از شاخه‌های مدل CCAPMاست. در این مدل با معرفی تابع مطلوبیت مارشالی، معادلات اویلر مربوطه استخراج شده و تلاش شده است که با تعدیلاتی در مدل CCAPMبه حل معمای صرف ریسک سهام کمک شود.

۲-۱- بیان معمای صرف ریسک سهام با استفاده از مقالات مهرا و پرسکات (۱۹۸۵):

مهرا و پرسکات بررسی خود را با استخراج معادله CCAPM آغاز کردند. در این تعریف از مدل مبادله خالص لوکاس[۷] (۱۹۷۸) استفاده شده است. می‌توان ترجیحات را در طول زمان بصورت رابطه (۱) نشان داد:

$$E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(C_t)\right\} \quad , 0<\beta<1 \qquad (۱)$$

در رابطه ۱، C، مصرف سرانه، βعامل تنزیل ذهنی زمان (که چگونگی مصرف عوامل ناشکیبا را توصیف می‌کند)، در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت: اگر β کوچک باشد افراد بسیار ناشکیبا هستند بعبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند و Uتابع مطلوبیت مقعر کاهشی و برای افراد ریسک خنثی در نظر

www.SID.ir

Archive Of SID

گرفته شده است (ریسک گریزی نسبی ثابت CRRA)

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

در رابطه (۲)، پارامتر η انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. می‌توان در مورد انحنای تابع مطلوبیت به این صورت نتیجه‌گیری کرد که اگر η برابر یک باشد، تابع مطلوبیت بصورت لگاریتمی در خواهد آمد، که این یک محدودیت برای تابع فوق است. حال با در نظر گرفتن مطلوبیت دو دوره‌ای، با دنبال کردن فرایند بهینه‌یابی مصرف خانوار به رابطه زیر خواهیم رسید:

(۳)

$$E_t(R_{e,t+1})=Cov_t\left\{\frac{-U'(C_{t+1}),R_{e,t+1}}{E_t(U'(C_{t+1}))}\right\}+R_{f,t+1}$$

رابطه (۳)، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[۸](CCAPM) خوانده می‌شود. این رابطه بیان می‌دارد که دارایی‌هایی که تغییر هم‌جهت با مصرف دارند، وقتی مصرف بالاست، بازدهی مثبت دارند و مطلوبیت نهایی مصرف در این حالت کم است. هرچه واریانس مشترک بازدهٔ دارایی‌ها با مصرف بزرگ‌تر باشد، بازدهٔ مورد انتظار باید بزرگ‌تر شود. واریانس مشترک بین بازدهٔ دارایی‌ها و مصرف، بتای مصرف (β) خوانده می‌شود.

صرف سهام بصورت رابطه (۴) قابل محاسبه است:

$$E_t(R_{e,t+1})-R_{f,t+1} \qquad (۴)$$

مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) با تقریب تیلور و با روش‌های کالیبره کردن رابطه زیر را در نهایت برای محاسبات صرف سهام به دست آوردند[۹]:

$$LnE(R_e)-LnR_f=\gamma\sigma_x^2 \qquad (۵)$$

مهرا و پرسکات با توجه به مدل‌های فوق مقدار صرف ریسک سهام را ۱/۴ بدست آوردند در حالیکه با توجه به داده‌های واقعی اقتصاد آمریکا صرف ریسک سهام ۶/۱۸ بدست آمده بود و این تناقض و اختلاف بین نتایج حاصل از مدل‌ها و داده‌های واقعی تحت عنوان معمای صرف سهام مشهور شده است.

۲-۲- بیان معمای صرف ریسک سهام با تأکید بر کران هنسن- جاناتان[۱۰]

هنسن- جاناتان در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، برای واریانس عوامل تنزیل، کران پایینی تعریف کردند که تمام الگوهای قیمت‌گذاری باید در این کران صدق کنند و گرنه الگوهای درست و قابل اعتمادی نخواهند بود. با توجه به تعریف این کران می‌توان به بررسی مسئله معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد پرداخت. در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌توان عامل تنزیل تصادفی m را بصورت زیر نوشت:

$$m=a+b_1f_1+.....+b_kf_k \qquad (۷)$$

در رابطه فوق fعوامل اثرگذار بر بازده دارایی‌ها می‌باشند. اگر k=1 باشد می‌توان روابط فوق را بصورت زیر خلاصه کرد:

$$m=a+bf \ , E(R_j)=\tau+\lambda\beta_j \qquad (۸)$$

معادله (۸) به عنوان الگوی قیمت‌گذاری بتا[۱۱] شناخته می‌شود. با استفاده از تعریف کواریانس و

www.SID.ir

Archive Of SID

این پیش‌فرض که میانگین عوامل صفر است $E(f)=0$ رابطه زیر را خواهیم داشت:

(۹)

$$\begin{aligned}1 &= E(mR_j) = aE(R_j)+bE(fR_j)\\ &= aE(R_j)+b\,\mathrm{cov}(R_j,f)+bE(R_j)E(f)\\ &= aE(R_j)+b\,\mathrm{cov}(R_j,f)\end{aligned}$$

با حل رابطه فوق برای R_jداریم:

(۱۰)

$$E(R_j)=\frac{1}{a}-\frac{b}{a}\mathrm{cov}(R_j,f)$$
$$\tau=\frac{1}{a},\ \lambda=-\frac{b}{a}\sigma^2(f)$$

که در این رابطه $\sigma^2(f)$ واریانس عامل است. در نتیجه اگر الگوی عامل تنزیل درست باشد، باید بر الگوی قیمت‌گذاری بتا دلالت کند. با استفاده از تعریف کواریانس و روابط فوق، می‌توان رابطه زیر را نوشت:

$$1=\mathrm{cov}(R_{t+1},m)+E(m)E(R_{t+1}) \qquad (۱۱)$$

فرض می‌کنیم که یک دارایی بدون ریسک با بازدهی ناخالص(R_f) وجود داشته باشد، با ضرب کردن R_fدر دو طرف رابطه (۱۱) داریم:

(۱۲)

$$E(R_{t+1}-R_f)=-R_f\,\mathrm{cov}(R_{t+1},m)$$

(۱۳)

$$\left|E(R_{t+1})-R_f\right|=R_f\left|\mathrm{cov}(R_{t+1},m)\right|\pounds R_f\times\sigma(m)\times\sigma(R_{t+1})$$

بنابراین خواهیم داشت:

(۱۴)

$$\frac{\sigma(m)}{E(m)}\geq\frac{\left|E(R_{t+1})-R_f\right|}{\sigma(R_{t+1})}$$

سمت راست رابطه (۱۴)، یعنی نسبت بازده انتظاری مربوط به یک دارایی ریسکی به انحراف استاندارد آن، نسبت شارپه است که بازده بیش از نرخ بدون ریسک را برای هر واحد ریسک دارایی اندازه‌گیری می‌کند. رابطه (۱۴) بیانگر این است که برای هر عامل تنزیل که دارایی‌ها را قیمت گذاری می‌کند باید نوسان‌پذیری کافی داشته باشد تا انحراف استاندارد آن تقسیم بر میانگین آن بزرگتر از نسبت شارپه هر دارایی ریسکی در اقتصاد باشد.

کران پایین فوق رابطه (۱۴) برای $\sigma(m)$ به عنوان کران هنسن- جاناتان شناخته می‌شود. اگر یک الگوی قیمت‌گذاری دارایی در این کران صدق نکند پس الگوی قیمت‌گذاری پیشنهادی را می‌توان رد کرد. حال با توجه به کران هنسن جاناتان می‌توان به بررسی معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد پرداخت.شکل توانی تابع مطلوبیت با ما این اجازه را می‌دهد که بتوانیم رابطه زیر را بنویسیم:

(۱۵)

$$\gamma\times\sigma(C)\approx\frac{\sigma(m)}{E(m)}\geq\frac{\left|E(R_{t+1})-R_f\right|}{\sigma(R_{t+1})}$$

در رابطه فوق، $\sigma(C)$انحراف استاندارد نرخ رشد مصرف است. اقتصاددانان پارامتر ریسک‌گریزی را در تابع مطلوبیت نمایی حدود ۳ در نظر می‌گیرند. با توجه به داده‌های تاریخی اقتصادی همچون آمریکا، این نابرابری برقرار نخواهد بود بعبارت دیگر اگر بخواهیم با توجه به این رابطه داده‌های تاریخی را توضیح دهیم ناچار باید پارامتر ریسک‌گریزی در حدود ۵۰ در نظر بگیریم که این عدد باور کردنی نیست (فبوزی و همکاران [۱۲] ۲۰۱۲)

www.SID.ir

Archive Of SID

۲-۳- مدل S-CCAPM

طبق بیان کوکران[۱۳] هر مدل قیمت‌گذاری دارایی بصورت p= E(mx)قابل بیان است. در این رابطه، P، نشان‌دهنده قیمت دارایی، m، عامل تنزیل تصادفی[۱۴] و x، بازدهی دارایی می‌باشد. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی برمی‌گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می‌توان تغییراتی در عامل تنزیل تصادفی ایجاد کرد که این تغییرات منجر به تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها خواهد شد.در این مقاله تعدیل صورت گرفته در تابع ترجیحات،با وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت صورت گرفته است. ترجیحات استفاده شده در این پژوهش بر اساس ایده مارشال[۱۵] (۱۹۲۰) است که افراد نه تنها برای مصرف آتی، بلکه برای کسب مطلوبیت نیز پس انداز می‌کنند. با توجه به ایده مارشال می‌توان تابع مطلوبیت را بصورت $U(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t})$ نوشت (یک تابع اکیداً مقعر) در این تابع مطلوبیت،Cنشان‌دهنده مصرف وWنشان‌دهنده ثروت است. این تابع بیان می‌دارد که علاوه بر مصرف، رشد ثروت یا بعبارتی پس‌انداز عوامل اقتصادی نیز بر ترجیحات آن‌ها اثرگذار است. اگر طبق تعریف داشته باشیم:U_1: مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف، U_2: مشتق تابع مطلوبیت نسبت به انباشت ثروت، در این تابع، روابط زیر برقرار است:$u_1, u_2 > 0, u_{11}, u_{22} < 0$ می‌توان انباشت ثروت را با توجه به رابطه زیر بدست آورد:

$$w_{t+1} = (w_t - C_t)R^w_{t+1} \qquad (۱۶)$$

در رابطه فوق، W-C نقدینگی در دسترس است و R در این رابطه بازده این نقدینگی است. برای کاربردی کردن تئوری می‌توان از رابطه زیر استفاد کرد:

(۱۷)

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

$$= LnC_t + \theta Ln\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right), \eta = 1$$

پارامترهای انحنای تابع مطلوبیت در یک مدل پویا نه تنها ریسک‌گریزی و ترجیحات بین کالاها را نشان می‌دهند بلکه نشان‌دهنده میل به جانشینی مصرف در طول زمان نیز هستند. حال می‌توان مسئله بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کننده را نوشت. اگر عامل تنزیل ثابت β را در نظر بگیریم، مصرف‌کننده مطلوبیت انتظاری طول عمر را با توجه به قید بودجه (رابطه ۱۶) و ثروت اولیه w_0حداکثر می‌کند.

(۱۸)

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

با دنبال کردن فرایند بهینه‌سازی مسئله مصرف و با برابر قرار دادن منافع نهایی انتظاری و هزینه‌های نهایی انتظاری، یا برابر قرار دادن منافع نهایی خالص انتظاری در دو دوره، مقدار مصرف در دوره t (c_t) انتخاب خواهد شد. این استدلال رابطه اویلر بر اساس پس‌انداز را نتیجه می‌دهد:

(۱۹)

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

www.SID.ir

Archive Of SID

برای وارد کردن بحث تقاضای سهام به مدل‌های فوق، این نکته حائز اهمیت است که مصرف‌کننده تا جایی‌که بتواند مطلوبیت انتظاری‌اش را با انتقال ثروت از سهام به دارایی بدون ریسک، افزایش دهد، سبد دارایی‌اش را تعدیل می‌کند بنابراین با ورود این بحث و با وجود پس‌انداز رابطه اویلر بصورت زیر خواهد بود[۱۶]:

(۲۰)

$$\begin{aligned}&\left(R_{t+1}-R_{t+1}^{f}\right)\left[u_2\left(c_t,\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)\right.\\&+\beta u_1\left(c_{t+1},\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\\&\left.-\beta u_2\left(c_{t+1},\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\frac{1}{w_{t+1}}\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right]=0\end{aligned}$$

با افزایش سهم دارایی های ریسکی، بازده به اندازه $R_{t+1}-\mathrm{R}_{t+1}^{\mathrm{f}}$ افزایش خواهد یافت. این باعث تسریع انباشت ثروت در دوره t و t+1می‌شود که باعث افزایش مطلوبیت دوره t و کاهش مطلوبیت دوره t+1 می‌شود.برای مقایسه راحت‌تر با حالت استاندارد، رابطه (۲۰) را با استفاده از ترجیحات رابطه (۱۷) دوباره می نویسیم:

(۲۱)

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

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

(۲۲)

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

(۲۳)

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

در رابطه (۲۰) عامل تنزیل تصادفی بصورت زیر قابل تعریف است:

(۲۴)

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

www.SID.ir

Archive Of SID

بنابراین روابط (۲۲) و (۲۳) را بصورت زیر می‌توان دوباره نویسی کرد:

(۲۵)

$$ER_{t+1} = \frac{E(\frac{W_{t+1}}{W_t})^{\theta(1-\eta)} - Cov(R_{t+1}, Z_{t+1})}{E(Z_{t+1})}$$

(۲۶)

$$ER^f_{t+1} = \frac{E(\frac{W_{t+1}}{W_t})^{\theta(1-\eta)} - Cov(R^f_{t+1}, Z_{t+1})}{E(Z_{t+1})}$$

با استخراج معادلات اویلر، تخمین روابط فوق و بدست آوردن پارامترهای مربوطه می‌توان به بررسی معمای صرف سهام پرداخت.

۲-۴- مروری بر مطالعات خارجی

نوع ترجیحات استفاده شده توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) تنها در صورتی می‌توانست با صرف سهام مشاهده شده سازگار باشد که ضریب ریسک‌گریزی نسبی به طور غیرقابل قبولی بالا باشد. یکی از قیدهای اعمال شده در این نوع از ترجیحات، این است که ضریب ریسک‌گریزی نسبی به طور مستقیم با کشش جانشینی بین‌دوره‌ای رابطه دارد. این ویژگی ایجاب می‌کند که اگر یک فرد از نوسان مصرف در حالت‌های مختلف در یک نقطه خاص از زمان گریزان باشد، آن‌گاه باید از نوسان مصرف در طول زمان نیز گریزان باشد. در حالی‌که هیچ رابطه علت و معلولی بین این دو حالت وجود ندارد. از آنجایی‌که به طور متوسط مصرف در طول زمان رشد می‌کند، آحادی که مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) در مقاله خود در نظر گرفتند همواره اندکی انگیزه دارند که پس‌انداز نیز داشته باشند. در این صورت تقاضا برای اوراق قرضه کاهش پیدا می‌کند و بدین ترتیب نرخ بهره بدون ریسک بر خلاف انتظار افزایش می‌یابد. از جمله کارهای انجام شده در رابطه با موضوع معمای صرف سهام می‌توان به مطالعات منکیو[۱۷] (۱۹۸۶) ، منکیو و زلدز (۱۹۹۱)، هیتون و لوکاس[۱۸] (۱۹۹۶)، لاتمر[۱۹] (۱۹۹۹)، کنستانتینز[۲۰] (۱۹۹۰)، کمپبل و کوکران[۲۱] (۱۹۹۹) با ارائه توضیحاتی شامل بازاهای غیرکامل و هزینه‌های مبادله، ویل[۲۲] (۱۹۸۹ب)، اپستین و زین[۲۳] (۱۹۹۱)، بکرت، هودیک، مارشال[۲۴] (۱۹۹۷) با ارائه توضیحاتی در مورد شکل‌گیری عادات مطلوبیت غیرقابل انتظارانه، بنارتزی و تالر[۲۵] (۱۹۹۵) با توضیحی در مورد گریز از زیان، اشاره داشت.

لیترمن (۱۹۸۰) از تحلیل بردار اتورگرسیو، استفاده کرد و به این نتیجه رسید که تغییر نرخ تورم در دوره بعد جنگ (داده‌های فصلی)، فقط نیمی از یک درصد انحراف استاندارد دارد که این تغییر مسیر بعد از نرخ رشد GNPواقعی نزدیک قائم است. در نتیجه، میانگین بازده واقعی بر اوراق بهادار کوتاه-مدت اسمی باید روند افزایشی و حتی غالب شدن بر اسناد واقعی داشته باشد اگر این قبیل ورق بهادار قابل مبادله باشد.

هر چند افرادی همچون باربریز، هانگ و استانتوس[۲۶] (۲۰۰۱)، پارکر[۲۷] (۲۰۰۱)، گاباکس و لیبسون[۲۸] (۲۰۰۱) در بررسی‌های خود نشان داده‌اند که معما هنوز حل نشده است.در راستای حل معمای صرف ریسک سهام نیز تحقیقات گوناگونی انجام گرفته است، از جمله این تحقیقات می‌توان به تعدیلاتی که در مدل CCAPM صورت پذیرفته است اشاره کرد. تعدیلات مدل CCAPM شامل موارد مختلفی است که از آن جمله می‌توان به تعدیلاتی در تابع ترجیحات همچون تحقیقات بچ و مولر[۲۹] (۲۰۱۱)، اپستین و زین[۳۰] (۱۹۸۹ و ۱۹۹۱)، چائو، فاف، گرگوری و مین[۳۱] (۲۰۱۲) اشاره کرد.

www.SID.ir

Archive Of SID

۲-۵- مروری بر مطالعات داخلی

برخلاف تحقیقات فراوان خارجی در رابطه با معمای صرف سهام و ارائه راه‌حل‌هایی در رابطه با آن، مطالعات داخلی در این زمینه بسیار اندک بوده و فراوانی چندانی ندارد. از جمله مطالعات داخلی در زمینه معمای صرف سهام می‌توان به مقاله کشاورز حداد و اصفهانی (۱۳۹۳) با عنوان «معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب آزمون‌های تسلط تصادفی» اشاره کرد. نویسندگان با استفاده از داده‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۰ و با رویکرد تسلط تصادفی به بررسی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداختند. یافته‌های تحقیق نویسندگان نشان می‌دهد که معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود نداشته و دلیل جریان نیافتن نقدینگی از سپرده‌های بانکی به سمت بازار سرمایه، ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران است. علاوه بر این مقایسه شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار با یکدیگر و با استفاده از آزمون‌های تسلط تصادفی آشکار می‌سازد که تصمیم‌گیرندگان بازار سرمایه بر اساس ترجیحات خود برای انتخاب سهم‌های بهینه در سبد، ابتدا سهم‌های موجود در شاخص صنعت، سپس شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر و در آخر شاخص ۳۰ شرکت بزرگ را برمی‌گزینند.

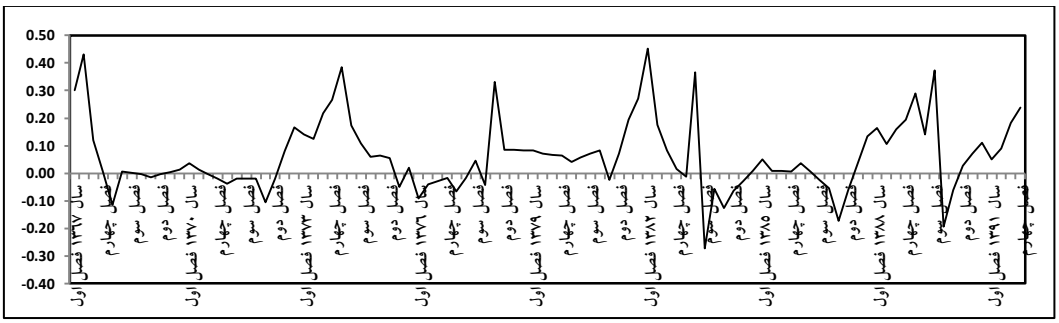
۳- فرضیه‌های پژوهش

مهم‌ترین فرضیات مورد بررسی در این پژوهش بصورت زیر است:

- معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ وجود دارد.
- با تعدیلاتی در مدل‌های قیمت‌گذاری پایه می‌توان به حل معمای صرف ریسک سهام کمک کرد.
- پارامتر «میل و اشتیاق به پس‌انداز(θ)» در تابع مطلوبیت مبتنی بر پس‌انداز، معنادار است. بعبارتی ورود پس‌انداز به تابع مطلوبیت معنادار است.

۴- متغیرهای پژوهش و محاسبه آنها

داده‌های مربوط به این تحقیق، داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱می‌باشد که از وبسایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران بدست آمده است. به منظور بررسی بازده مربوط به سهام، می‌توان از شاخص قیمت سهام با توجه به رابطه$(P_{t+1} - P_t)/P_t$ استفاده کرد که در این رابطه، P نشان‌دهنده شاخص قیمت، اندیس t+1 و t نشان دهنده دوره t و دوره بعد از آن می‌باشد. شکل (۱) بازده فصلی شاخص بورس اوراق بهادار تهران را در فاصله ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ نشان می‌دهد.

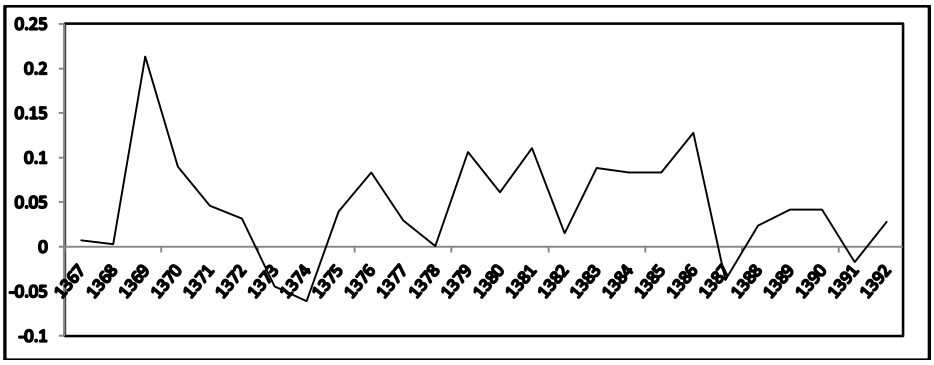


شکل ۱: بازده فصلی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱

www.SID.ir

Archive Of SID

داده‌های مربوط به مصرف بصورت حقیقی و فصلی در فاصله زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۹۱:۴ استفاده شده است. در شکل (۲) می‌توان نمودار رشد واقعی مصرف را مشاهده کرد.با توجه به داده‌های استخراج شده از وب سایت بانک مرکزی برای سری زمانی مصرف، می‌توان محاسبه کرد که میانگین فصلی نرخ رشد مصرف در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۵/۱۳۹۱۸۸ درصد می‌باشد.



شکل ۲: نرخ رشد مصرف حقیقی بصورت فصلی در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱

برای بدست آوردن بازده دارایی بدون ریسک، می‌توان از سپرده‌های سرمایه‌گذاری بانک‌ها استفاده کرد، بدین منظور داده‌های سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، یک‌ساله، دوساله، ۳ ساله، ۴ ساله و ۵ ساله استخراج شده است. طبق تعریف، صرف ریسک تفاوت بین بازده واقعی سهام و بازده واقعی ورق بدون ریسک است.متغیرهای مورد نیاز برای تخمین معادلات اویلر(۲۲) و (۲۳) بصورت جدول شماره یک تعریف می‌شوند.

دراین جدول، متغیر W نشان‌دهنده ثروت می‌باشد که برای تخمین مدل‌ها از پراکسی پس‌انداز بجای آن استفاده شده است. برای بدست آوردن متغیرهای جدول فوق در تخمین روابط اویلر از داده‌های مصرف بخش خصوصی، پس انداز ملی حقیقی، نرخ بازده بدون ریسک (R_f) (سود سپرده‌های بلندمدت) و نرخ بازده سهام که در قبل اشاره شد استفاده می‌گردد. برای بدست آوردن نرخ بازده بدون ریسک، درصد سود سپرده سرمایه‌گذاری ۵ ساله مورد استفاده قرار گرفته است. نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵ ساله در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ بین ۸ تا ۱۹ درصد نوسان داشته است که در سال‌های پایانی دوره ۱۷ و ۱۷/۵ درصد بوده است. جدول (۲) خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱: تعریف متغیرهای مدل

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

www.SID.ir

Archive Of SID

جدول ۲: خصوصیات آماری متغیرهای آماری استفاده شده در برآورد معادلات اویلر

مشخصه آماری	C_t	W_t	R_t	$\frac{C_{t+1}}{C_t}$	$\frac{C_{t+1}}{W_{t+1}}$	$\frac{W_{t+1}}{S}$	$\frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}$	$\frac{C_t}{W_t}$
میانگین	۲۷/۴۰	۲۲/۵۹	۲۳/۱۱	۲۳/۸۰	۱/۰۵	۰/۰۵	۷/۴۲	۸/۳۹
انحراف معیار	۰/۷۹	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۶۹	۰/۰۳	۰/۰۹	۷/۰۹	۷/۳۶
ماکزیمم	۷/۵۴	۲/۳۸	۲/۳۸	۶/۶۵	۰/۵۴	۰/۴۵	۳۱/۰۹	۴۰/۷۸
مینیمم	۰/۶۹	۰/۰۱	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۵۲	−۰/۲۷	۰/۰۶	۰/۳۴
میانه	۱/۳۴	۱/۰۶	۱/۰۷	۱/۰۵	۱/۰۵	۰/۰۲	۳/۰۹	۴/۵۲
چولگی	۲/۹۲	۱/۱۳	۳/۳۰	−۲/۴۸	−۲/۴۸	۰/۸۵	۱/۱۷	۱/۳۸
کشیدگی	۲/۴۰	۱۶/۷۵	۲۰/۹۴	۳/۹۷	۲۳/۰۱	۱/۴۸	۰/۱۸	۱/۲۹

۵- یافته‌های پژوهش

در این قسمت صرف سهام به دو روش اندازه-گیری می‌شود. ابتدا بررسی معمای صرف سهام با روش مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) انجام شده است. سپس معادلات اویلر مربوط به مدل SCCAPM برآورد شده است. برآورد مدل SCCAPM شامل تخمین پارامترهای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η) تمایل به پس‌انداز (θ) است که با آنها و به کمک روابط اویلر مربوطه می-توان صرف سهام را اندازه گرفت.

۵-۱- نتایج بررسی معمای صرف سهام با روش مهرا و پرسکات

نتایج واقعی با استفاده از داده‌های واقعی مشاهده شده بصورت جدول (۳) می‌باشد:

جدول ۳: نتایج حاصل از مشاهدات تاریخی اقتصاد ایران

متغیر	نماد لاتین	مقدار
نرخ بازده بدون ریسک (سپرده‌های ۵ ساله)	R_f^1	۰/۰۲۱۹
نرخ بازده بدون ریسک (سپرده‌های ۴ ساله)	R_f^2	۰/۰۱۷
نرخ بازده بدون ریسک (سپرده‌های ۳ ساله)	R_f^3	۰/۰۱۵
نرخ بازده بدون ریسک (سپرده‌های ۲ ساله)	R_f^4	۰/۰۱۳۹
نرخ بازده بدون ریسک (سپرده‌های ۱ ساله)	R_f^5	۰/۰۱۳۳
نرخ بازده بدون ریسک (سپرده‌های کوتاه‌مدت)	R_f^6	−۰/۰۰۷
نرخ بازده سهام	$E(R_e)$	۰/۰۲۳۲
میانگین نرخ رشد مصرف	$E(x)$	۰/۰۵۷۸
انحراف معیار نرخ رشد مصرف	$\sigma(x)$	۰/۰۰۳۸
میانگین صرف سهام	$E\{R_e\}-R_f^1$	۰/۰۰۱۲۹
میانگین صرف سهام	$E\{R_e\}-R_f^2$	۰/۰۰۵۵۹
میانگین صرف سهام	$E\{R_e\}-R_f^3$	۰/۰۰۷۷

www.SID.ir

Archive Of SID

متغیر	نماد لاتین	مقدار
میانگین صرف سهام	$E\{R_e\}-R_f^4$	۰/۰۰۹۹
میانگین صرف سهام	$E\{R_e\}-R_f^5$	۰/۰۰۹۸
میانگین صرف سهام	$E\{R_e\}-R_f^6$	۰/۰۰۰۳

منبع: یافته‌های محقق

برای استخراج مقادیر فوق از مدل، نیاز به برآورد مقادیر α,β خواهیم داشت. مهرا و پرسکات (۱۹۸۲)، در مطالعاتشان از نوسانات کل، دریافتند که برای مدل‌سازی تغییرپذیری نسبی مصرف و سرمایه-گذاری نیاز به مقدار α بین یک و دو دارند. آلتوگ[۳۲] (۱۹۸۳) با استفاده از یک مدل و تکنیک‌های رسمی اقتصاد، پارامتر (α) را نزدیک به صفر تخمین زد. کهو[۳۳](۱۹۸۴) عکس‌العمل تراز تجاری کشورهای کوچک در شرایط شوک‌های تجاری را مطالعه کرد، و برای α، تخمین نزدیک یک بدست آورد. و هیلدرث و ناولز[۳۴] (۱۹۸۲)، در مطالعه‌ای از رفتار کشاورزان مقدار αرا بین عدد یک و دو بدست آوردند. توبین و دلد[۳۵] (۱۹۷۱) در مورد رفتار پس‌انداز چرخه زندگی با محدودیت استقراض، مطالعه‌ای انجام دادند، آنها مقدار ۱/۵ را برای α در الگوی پس‌انداز استفاده کردند.یافته‌های بلوم و فرند[۳۶](۱۹۷۵) مبنی بر معناداری پارامتر αبیش از یک در یک اقتصاد می‌باشد.

با توجه به یافته‌های نویسندگان فوق، بین نتایج حاصل از مدل و نتایج مشاهده شده از داده‌های واقعی تفاوت فاحشی وجود خواهد داشت. همه مطالعات ذکر شده درفوق، می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد، اما نکته مشترک همه این مطالعات در نظر گرفتن ماکزیمم مقدار ۱۰ برای مقدار αاست که در این مطالعه نیز مد نظر قرار گرفته است. این یک محدودیت مهم است.

با توجه به روابط و مدل‌ها مقدار لگاریتم نرخ بازده بدون ریسک ($\ln R_f=0.388$) برابر با مقدار ۰/۳۸۸ بدست می‌آید. به همین ترتیب مقدار لگاریتم نرخ بازده سهام ($E\{R_e\}$) برابر با ۱/۵۳۱ خواهد شد. این روابط بصورت زیر قابل نگارش است:

$$\text{Ln}R_f=-\text{Ln}\beta+\alpha\mu_x-\frac{1}{2}\alpha^2\sigma_x^2=0.388 \text{Þ} R_f=1.474$$

$$\text{Ln}E\{R_e\}=\text{Ln}R_f+\alpha\sigma_x^2=0.426 \text{Þ} E\{R_e\}=1.531$$

با توجه به روابط فوق نرخ بدون ریسک برابر است با ۴۷/۴ درصد، و نرخ بازدهی سهام ۵۳/۱ درصد، بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که صرف ریسک سهام برابر با ۵/۷ درصد خواهد بود. علاوه بر این با توجه به داده‌های واقعی مشاهده می‌شود که صرف ریسک سهام برای نماینده‌هایی همچون سپرده‌های ۵ ساله سرمایه‌گذاری، سپرده‌های ۴ ساله سرمایه‌گذاری، سپرده‌های ۳ ساله سرمایه‌گذاری، سپرده‌های ۲ ساله سرمایه‌گذاری، سپرده‌های ۱ ساله و سپرده‌های کوتاه‌مدت به ترتیب برابر است با مقادیر ۰/۰۰۱۲۹، ۰/۰۰۵۵۹۵، ۰/۰۰۷۷، ۰/۰۰۹۲، ۰/۰۰۹۸، ۰/۰۰۰۳۰۳ است.با توجه به اختلاف مشاهده شده بین داده‌های تاریخی و نتایج استخراج شده از مدل‌ها، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که با استفاده از روش مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) این معما در اقتصاد ایران وجود دارد. بعبارت دیگر فرضیه اول این پژوهش مورد قبول خواهد بود.

www.SID.ir

Archive Of SID

۵-۲- برآورد معادلات اویلر مدل تعدیل یافته CCAPM

برای بررسی معمای صرف سهام در این مقاله از روش دیگری نیز استفاده شده است که همان‌طور که قبلا اشاره شد این روش شامل تخمین مدل S-CCAPM می‌باشد. معادلات اویلر استخراج شده در بخش قبل، توابعی غیرخطی از پارامترها هستند. برای تخمین این پارامترهای ساختاری از روش تخمین گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. برای تخمین مدل CCAPM غیرخطی اولین بار روش GMM توسط هانسن[۳۷]، هانسن و سینگلتون[۳۸] ارائه گردید. مزیت این روش نسبت به روش‌های پیشین این است که در این تکنیک می‌توان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. علاوه بر این، از آنجا که در روش مذکور، از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود، لذا این امر باعث می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری به عمل آید و در نهایت اینکه این روش اجازه می‌دهد که خود همبستگی 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.

هر چند روش GMM نیاز به فروض زیادی در مورد داده‌های تحقیق ندارد اما بررسی ساکن‌پذیری متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ساکن پذیری داده‌ها داریم. در این قسمت، آزمون ریشه واحد بر متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۴) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه H_0یعنی وجود ریشه واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

جدول ۴: بررسی مانایی متغیرهای مدل

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C_{t+1}/C_t	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۵۴	-۱۷/۴۵
W_{t+1}/W_t	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۲۴	-۱۳/۹۰
W_{t+2}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۱۳/۰۴	-۱۳/۴۴
C_{t+1}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۸۰	-۱۰/۰۲
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۸۸	-۵/۸۰
C_t/W_t	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۵۰	-۱۰/۱۹
W_t/W_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۱۴/۱۵	-۱۴/۴۳
R^f_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۵۶	-۷/۰۵
C_{t+1}/C_t	با عرض از مبدأ	-۱۰/۵۴	-۱۷/۰۸
W_{t+1}/W_t	با عرض از مبدأ	-۱۲/۸۳	-۱۲/۸۳
W_{t+2}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۱۲/۳۱	-۱۲/۳۰
C_{t+1}/W_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۷/۵۰	-۱۰/۰۲
R_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۵/۹۳	-۵/۸۵

www.SID.ir

Archive Of SID

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C_t/W_t	با عرض از مبدأ	-۸/۲۴	-۱۱/۶۵
W_t/W_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۱۳/۴۹	-۱۳/۵۲
R^f_{t+1}	با عرض از مبدأ	-۷/۷۸	-۷/۶۵

*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.

برای تخمین با روش GMM نیاز به تعریف بردار متغیرهای ابزاری مناسب داریم در این تحقیق متغیرهای ابزاری گوناگون در قالب گزینه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته و این گزینه‌ها در جدول (۵) قابل مشاهده می‌باشند. 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.

به همین منظور ما ابتدا با ۳ متغیر ابزاری شروع می‌کنیم. یک ضریب ثابت K، متغیر رشد پس‌انداز سرانه مربوط به دو دوره قبل، و شاخص بازده سهام دو دوره قبل متغیرهای ابزاری گزینه اول این جدول می‌باشند و به همین ترتیب در گزینه‌های بعدی متغیرهای دیگری را به عنوان ابزار اضافه می‌کنیم، اگر اضافه کردن متغیر ابزاری جدید اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد، این متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد ولی اگر اضافه کردن متغیر ابزاری باعث هم خطی بین متغیرهای ابزاری، خطای مدل، بدتر کردن شرایط تخمین مدل یا تخمین نتایج گوشه ای برای پارامترها، متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد. گزینه‌های مختلف متغیرهای ابزاری در جدول (۵) نشان داده شده است:

جدول ۵: گزینه های مختلف متغیرهای ابزاری مدل

گزینه	بردار متغیرهای ابزاری
۱	$Z = [K, W_{t+1}/W_t\,(-2), R_{t-2}]$
۲	$Z = [K, C_{t-1}/C_{t-2}, W_{t+1}/W_t\,(-1), W_{t+2}/W_{t+1}\,(-1)]$
۳	$Z = [K, C_{t-1}/C_{t-2}, W_{t+1}/W_t\,(-1), W_{t+2}/W_{t+1}\,(-1), C_t/W_t\,(-1)]$
۴	$Z = [K, W_t/W_{t+1}\,(-1), W_{t+1}/W_t\,(-1), W_{t+2}/W_{t+1}\,(-1), C_t/W_t\,(-1)]$
۵	$Z = [K, C_t/C_{t+1}\,(-1), C_{t+1}/C_t\,(-1), C_{t+2}/C_{t+1}\,(-1), C_t/W_t\,(-1)]$
۶	$Z = [K, C_t/C_{t+1}\,(-1), C_{t+1}/C_t\,(-1), C_t/W_t\,(-1), R_{t-2}]$
۷	$Z = [K, W_{t+1}/W_t\,(-1), W_{t+2}/W_{t+1}\,(-2), C_{t-1}/C_{t-2}, tepex, R_{t-2}]$

تحلیل نتایج تخمین[۳۹] در جدول (۶) نشان داده شده است. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون J که

www.SID.ir

Archive Of SID

توسط هانسن (۱۹۸۲) ارائه شده است انجام پذیرد. تست j هانسن برای محدودیت‌های بیش از حد معین ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه ای را اندازه‌گیری کند و بصورت زیر قابل بیان است:

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

که Θ_{GMM} مقداری است که تابع زیان را حداقل می‌سازد. تحت فرضیه صفر $E[h(x_t;\Theta_{GMM},Z_t)] = 0$آماره آزمون دارای توزیع مجانبی خی- دو با (r-l)درجه آزادی می‌باشد. متعاقبا هانسن و جاناتان بیان کردند که اگر تعداد مشاهدات کم باشد این آزمون مدل‌های درست را به تناوب رد می‌کند. آنها پیشنهاد دادند که معیار بر اساس r درجه آزادی باشد. در اینجا n تعداد مشاهدات، J، آماره J از خروجی نرم افزار اقتصادسنجی Eviews8، r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت‌های تعامدی یا شروط گشتاوری) و l نیز تعداد پارامترهای مدل است. جدول (۷) نتایج بررسی آزمون J– هانسن را نشان می‌دهد.

جدول ۶: نتایج تخمین مدل GMM

گزینه	نتایج تخمین با روش GMM			آزمون t		
	θ	η	β	θ	η	β
۱	۱۱۲/۱۸	۰/۹۷	۰/۹۳	۲/۶۸	۹۳/۷۸	۲۴/۸۰
۲	−۰/۸	+۱/۴۵	+۱۱/۸۷	−۰/۱۱	۰/۳۰	۰/۲۳
۳	۰/۳۱	−۳/۰۸	۳۸/۸۹	۱۰۰/۰۶	۷۲/۲۴	۱۳۷/۶۵
۴	۰/۱۹	۶/۲۷	۶۵/۵۰	۱۶۲/۴۹	۱۲۶/۲۱	۸۷/۶۲
۵	۰/۰۲	۳/۵۵	−۱۷/۵۴	۲/۴۴	۴۱/۷۶	−۲۹/۸۶
۶	−۰/۰۷	−۱/۳۶	۳۳/۱۰۶	−۱/۶۵	−۱۹/۴۱	۱۴/۶۱
۷	−۰/۵۹	−۸/۱۰	۲/۴۲	−۲۷۷/۷۳	۱۸۹/۰۴	۱۰۶/۵۸

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۷: نتایج بررسی آزمون J – هانسن

گزینه	آماره J	P-value of J test	جدول χ^2مقدار	تصمیم‌گیری
۱	۱/۲۱	۰/۲۷	$\chi^2(1) = 2.706$	عدم رد فرض H_0
۲	۱/۰۹	۰/۲۹	$\chi^2(3) = 6.251$	عدم رد فرض H_0
۳	۳۲۲/۸۱	۰/۰۰۰	$\chi^2(2) = 4.615$	رد فرض H_0
۴	۰/۶۱	۰/۰۰۰	$\chi^2(2) = 4.615$	رد فرضH_0
۵	۱۹۸/۶۳	۰/۰۰۰	$\chi^2(2) = 4.6154$	رد فرضH_0
۶	۱۹۵/۱۳	۰/۰۰۰	$\chi^2(2) = 4.615$	رد فرض H_0
۷	۱/۰۰	۰/۶۰	$\chi^2(3) = 6.251$	عدم رد فرض H_0

منبع: یافته‌های محقق

www.SID.ir

Archive Of SID

با توجه به جداول (۶) و (۷) گزینه‌های۳، ۴،۵ و ۶ با آزمون J از محدودیت‌های شناسایی بیش از حد مدل‌های GMM رد می‌شوند. این بدین معنی است که در این حالات شرایط شناسایی در مدل GMM برآورده نشده است و بنابراین این نتایج نمی‌تواند مورد اعتماد قرار گیرد. بعبارت دیگر 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. همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال در این گزینه‌ها رد می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردار نیستند.

با توجه به غیرخطی بودن معادلات اویلر مربوطه محدود کردن پارامترها در بازه‌های مورد قبول اقتصادی ایده مناسبی به نظر می‌رسد به همین منظور بازه‌های مورد قبول برای پارامترها بصورت زیر در نظر گرفته شده است:

(۲۵)

$$\beta \in [0,1], \theta \in [0,110], \eta \in [0,110]$$

علاوه بر این با توجه به جداول (۶) و (۷) نتایج تخمین پارامترها در گزینه‌های ۲، ۳، ۴، ۵ و ۶ و ۷ خارج از بازه مورد قبول بوده بنابراین نتایج این ردیف‌ها نیز قابل اعتماد نخواهد بود.

در گزینه (۱) تخمین پارامترها به ترتیب برای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) برابر ۰/۹۳، ۰/۹۷ و ۱۱۲/۱۸ می‌باشند. تخمین حاصل شده برای پارامترβ (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۳ می‌باشد، آماره t برای این پارامتر (۲۴/۸۰) نشان از معناداری تخمین دارد و این مقدار در بازه تعریف شده برای این پارامتر ($\beta \in [0,1]$) قراردارد، همان‌طور که در بخش مبانی نظری مقاله توضیح داده شد بزرگتر بودن این پارامتر نشان از شکیبایی عوامل اقتصادی در مصرف دارد بعبارتی 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 ۰/۹۷ را دارد و این عدد با توجه به مثبت بودن علامت آن نشان از ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی دارد. 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.

تخمین پارامتر θ برابر۱۱۲/۱۸بدست آمده است، آماره t برای این پارامتر (۲/۶۸) نشان از معناداری تخمین دارد. این مقدار در بازه تعریف شده برای این پارامتر ($\theta \in [0,110]$) قراردارد، این موارد بدین معنی است که ترجیحات برای پس‌انداز معنادار است و مقدار بالایی دارد. شاید بتوان بدین صورت این عدد را تفسیر کرد که افراد تمایل زیادی به پس‌انداز دارند و پس‌انداز زیادی توسط آنها صورت می‌گیرد. در عین حال، باید گفت مقدار θ کوچک بدین معنی نخواهد بود که پس‌اندازها اثر ناچیزی بر مطلوبیت دارند چرا که θ نشان‌دهنده کشش مطلوبیت نسبت به نرخ پس انداز ناخالص است نه پس‌انداز مستقیم. اگر از روش کلسترم و میرمن[۴۰]استفاده کنیم، می‌توان

www.SID.ir

Archive Of SID

توان ریسک گریزی نسبی را بدست آورد ($\Gamma = 1-(1-\eta)(1+\theta) = -2.39$)، مقدار منفی برای ریسک‌گریزی نسبی بدین معنی است که عاملان اقتصادی ریسک گریز نیستند.

نتایج حاصل از برآورد مدل در این قسمت نشان از معناداری آرگومان پس‌انداز در تابع مطلوبیت دارد که رهنمونی برای پذیرفتن فرضیه سوم پژوهش می-باشد.

با توجه به مقادیرتخمین زده شده برای پارامترهای مذکور می‌توان با استفاده از روابط (۲۵) و (۲۶) به بررسی معمای صرف سهام پرداخت. با توجه به اطلاعات بدست آمده از گزینه (۱) (مقادیر پارامترها به ترتیب برای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) برابر ۰/۹۳، ۰/۹۷ و ۱۱۲/۱۸ می‌باشند) مقدار صرف سهام ۰/۰۴ بدست آمده است. با توجه به مقدار صرف ریسک حاصل شده از دل مدل‌های جدید و با نگرش متفاوتی به مدل CCAPM می‌توان نتیجه گرفت این تغییرات و تعدیلات به حل معمای صرف سهام در اقتصاد ایران کمک کرده و اختلاف حاصل از مقادیر مشاهده شده در دنیای واقع و مقادیر بدست آمده از دل مدل‌ها با تعدیلات در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها قابل رفع می‌باشد. بنابراین فرضیه دوم پژوهش نیز پذیرفته می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

با مروری اجمالی بر ادبیات مالی مشخص می‌شود که یکی از مهمترین اهداف علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. به همین دلیل الگوهای بسیاری در جهت تبیین نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها ارائه شده است. یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل CCAPM است که توسط بریدن (۱۹۷۹) ارائه گردید. در این مدل، بازده مورد انتظار سهم با بتای مصرف (نه با بتای بازار) تغییر می‌کند. در مدل استاندارد و پایه CCAPM یک رابطه خطی بین بتای مصرف و مازاد بازده دارایی‌هابرقرار است ولی متأسفانه CCAPMخطی باعث ایجاد معمای صرف سهام شده است بدین صورت که برای توضیح بزرگی صرف سهام نیاز به ریسک‌گریزی بسیار بالاست. این مطلب با عنوان «معمای صرف سهام» مشهور شده است که اولین بار توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) ارائه شد. معمای صرف ریسک سهام به بازده سهامی اشاره دارد که در طول قرن اخیر مشاهده شده‌اند و بیشتر از بازده اوراق قرضه دولتی هستند که با تئوری اقتصاد نئوکلاسیک نمی‌توان آن‌ها را بیان کرد. بعبارت دیگر صرف ریسک سهام، تفاضل بین بازده دارایی بدون ریسک و دارایی ریسکی، با استفاده از داده‌های واقعی و ارقام استخراج شده از مدل‌ها تفاوت فاحشی را نشان می‌دهد.

شاخص بازار سهام تهران در طول سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ بصورت ماهانه، میانگین بازده ۲/۳۲ درصد و در فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ میانگین بازده سالانه ۲۹/۵۱ درصد داشته است همچنین میانگین بازده شاخص نقدی نیز ۱۳/۳ درصد بوده است این در حالی است که میانگین بازده سپرده‌های بانکی بسیار کمتر از این مقدار و بطور مثال برای سپرده‌های ۵ ساله مقدار ۲/۱۹ درصد بوده است. و سؤالی که اینجا به ذهن خطور می‌کند این است که چرا سرمایه‌گذاران مالی تمایل زیادی به سرمایه‌گذاری در بازار سهام ندارند؟

www.SID.ir

Archive Of SID

موضوع این مقاله بررسی وجود معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد ایران است. علاوه بر این این مقاله درصدد است تا در صورت وجود این معما مدلی را ارائه نماید که به حل این معما کمک نماید. بهمین خاطر ابتدا در قسمت مبانی نظری تعریف جامع و کاملی بصورت جبری و تئوریکی از معمای صرف سهام ارائه شده است. این تعاریف در بردارنده بیان‌های مختلف معمای صرف می‌باشد که شامل روش مهرا و پرسکات و بیان این معما بر اساس کران هنسن- جاناتان است. پس از این تعاریف با معرفی متغیرها و داده‌های پژوهش بررسی این معما در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ انجام گرفته است. بدین منظور و برای مقایسه مدل سنتی و پایه CCAPM و مدل تعدیل یافته آن تحت عنوان S-CCAPM، از دو روش مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و مدل S-CCAPM برای بررسی وجود این معما در اقتصاد ایران استفاده شده است. همان‌طور که عنوان شد، علاوه بر بررسی وجود این معما این مقاله درصدد است تا بدین سوال نیز پاسخ دهد که آیا در صورت وجود این معما با ارائه مدل‌های جدید قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی می‌توان به حل این معما کمک نمود یا خیر؟ در این راستا از داده‌های مربوط به شاخص کل قیمت در بورس اوراق بهادار به‌عنوان یک دارایی ریسکی و نرخ سود سپرده سرمایه‌گذاری بانک‌ها به عنوان یک دارایی غیر ریسکی استفاده شده است. با توجه به اطلاعات استخراج شده بصورت تاریخی مقدار صرف ریسک سهام ۰/۰۰۱۲۹ بدست خواهد آمد در حالیکه مقدار صرف ریسک سهام با توجه به مدل‌ها (روش مهرا و پرسکات) مقدار ۵/۷ درصد را نتیجه می‌دهد. این اختلاف مشاهده شده بین نتایج مدل‌ها و داده‌های واقعی در اقتصاد، طبق بیان مهرا و پرسکات، معما و پازلی است که از سال ۱۹۸۵ وارد ادبیات اقتصاد مالی شده است و معمای صرف ریسک سهام نامیده شده است.

طبق موارد گفته شده و بررسی‌های انجام شده، نتایج حاصل، وجود معمای صرف ریسک سهام در اقتصاد مورد بررسی را تأیید می‌کند. هر چند شاید بتوان علت سرازیر نشدن وجوه از سپرده‌های بانکی به سمت بازار سرمایه را ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران دانست، اما عوامل متعددی در شکل‌گیری این معما سهیم می‌باشند که یکی از این موارد تغییر شکل تابع مطلوبیت می‌باشد که در متن نیز تحت عنوان الگوی S-CCAPM بدان اشاره شد. الگوی S-CCAPM مدل تعدیل یافته CCAPM است که در آن تابع مطلوبیت علاوه بر مصرف، تحت تأثیر پس‌انداز نیز قرار دارد. با معرفی این تابع مطلوبیت و وارد کردن آن به مدل‌سازی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بعبارتی با تعدیل در مدل CCAPM مقدار صرف ریسک سهام با استفاده از مدلS-CCAPM و تخمین معادلات اویلرمربوطه ۰/۴ درصد بدست آمده است و این مطلب گویای این است که می‌توان با تعدیل در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف پایه، به حل معمای صرف سهام در اقتصاد ایران کمک کرد.

فهرست منابع

* Bansal, R,Kiku, D,&Yaron, A.(2012).An Empirical Evaluation of the Long-RunRisks Model for Asset Prices, Critical Finance Review, 1: 183–221
* Bansal, R,Yaron, A. (2004).Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. Journal of Finance, 59: 1481-1509
* Campbell, J. Y, Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption - based explanation of aggregate stock market

www.SID.ir

Archive Of SID

* Lucas, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. Econometrica, 46: 1429-1445.
* Mankiw, N.G. "The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shocks." Journal of Financial Economics, 17(1986): 211–219.
* Mankiw, N. G, Zeldes S. P. (1991). The Consumption of Stockholders and Nonstockholders, Journal of Financial Economics, 29: 97–112.
* Mehra, R, Prescott, E.C. (1985). The Equity Premium A puzzle. Journal of monetary Economics, 15(2):145-161.
* Mehra, R, Prescott, E.C. (2008). The Equity Premium A puzzle in retrospect, Forthcoming in the Handbook of the Economics of Finance, Edited by G.M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz, North Holland.
* Weil, Philippe. (1989). The Equity Premium Puzzle and the Risk - Free Rate Puzzle. Journal of Monetary Economocs, 24: 401 – 421.
* Zhang, B. Y, Zhou, H., & Zhu, H. (2009). Explaining credit default swap spreads with the equity volatility and jump risks of individual firms. Review of Financial Studies, 22(12): 5099-5131.

یادداشت‌ها

[1]. Consumption capital Asset Pricing
[2]. Breeden
[3]. equity premium puzzle
[4]. Mehra and Prescott
[5]. در قسمت مبانی نظری مقاله به ارائه مدل‌های مذکور می پردازیم.
[6]. Arrow &Debreu
[7]. Lucas
[8]. Consumption CAPM
[9]. برای اثبات روابط می‌توان به مقاله مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) مراجعه کرد.
[10]. Hansen-jagnnathan bound
[11]. Beta pricing model
[12]. Financial Economics; Fabozzi, Neave, and, Zhou (2012)
[13]. cochrane
[14]. Stochastic Discount Factor
[15]. Marshall
[16]. برای اثبات معادلات اویلر فوق به مقاله کوچر لاکوتا (۱۹۹۶) و دریر و همکاران (۲۰۱۳) مراجعه شود.
[17]. Mankiw
[18]. Heaton and Lucas
[19].Luttmer
[20]. Constantinides
[21]. Campbell and Cochrane

behavior. Journal of Political Economy,107: 205-251.
* Constantinides, G. M. (1990). Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle. Journal of Political Economy, 98: 519-543.
* Constantinides, G. M. (2002).Rational asset prices.Journal of Finance, 57: 1567-1591.
* Constantinides, G. M, Donaldson, J. B, &Mehra, R. (2002). Junior can't borrow: A new perspective on the equity premium puzzle. Quarterly Journal of Economics,118: 269-296.
* Constantinides, G.M, Donaldson, J.B, &Mehra, R. (2005). Junior must pay: Pricing the implicit put in privatizing social security. Annals of Finance 1: 1-34.
* Dreyer, J. K. Schneider, J. Smith, W. (2013). Saving-based asset-pricing,Journal of Banking & Finance, 37: 3704–3715.
* Epstein, L. G,ZinS. E. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. Journal of Political Economy, 99: 263-286.
* Fabozzi, F. J, Neave, E. H, and Zhou, G (2012) Financial Economics, Wiley Publication
* Grossman, S. J, Shiller, R. J. (1981). The determinants of the Variability of Stock Market Prices, American Economic Review, 71:222 - 227.
* Hansen, L. P,Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rationalexpectations models.Econometrica. 50(2): 1269-1286.
* Hansen, L. P,Jagannathan, R. (1991). Implications of security market data for models of dynamic economies. Journal of Political Economy, 99(3): 225-262.
* Kocher, l, Narayana, R. (1996).The equity premium: It's still a puzzle.Journal of Economic Literature, 34, 42-71.
* Litterman, R.B. (1980). Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Auto-regressions, Working paper, MIT.
* Lucas, D. J. (1994). Asset pricing with undiversifiable risk and short sales constraints: Deepening the Equity premium puzzle. Journal of Monetary economics, 34(1):325-341.

www.SID.ir

Archive Of SID

[22]. Weil
[23]. Epstein and Zin
[24]. Bekaert, Hoddick, Marshall
[25]. Benartzi and Thlaer
[26]. Barberis, Huang,andStantos
[27]. Parker
[28]. Gabaix&Laibson
[29]. Bach&Møller
[30]. Epstein and Zin
[31]. Xiao& Faff &Gharghori& Min
[32]. Altug
[33]. Kehoe
[34]. Hildreth& Knowles
[35]. Tobin, Dolde
[36]. Friend &Blume
[37]. Hansen
[38]. Hansen and Singleton
[39]. تخمین‌ها با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار Eviews 8 انجام گرفته است، خوانندگان محترم در صورت علاقمندی با ایمیل به نویسنده مسئول برنامه مورد نظر را دریافت نمایند.
[40]. Khilstrom&Mirman

www.SID.ir