



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال دوازدهم، شماره‌ی ۲۳، نیمه‌ی اول ۱۳۹۶

بررسی معمای صرف سهام با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و

زین در بازار بورس اوراق بهادار ایران (به وسیله توابع اوایلر و روش GMM)^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۶/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۱۴

مرجان رادنیا *

مصیب پهلوانی **

محمد نبی شهیکی تاش ***

رضا روشن ****

چکیده:

در این مقاله پس از معرفی و تبیین مبانی نظری معمای صرف سهام، به بررسی توانایی مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از مطلوبیت بازگشتی در حل این معما به کمک داده‌های بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۶۷-۱۳۹۳ با استفاده از روش GMM پرداخته شده است. نتایج حاصل از تحقیق گویای آن است که علاوه بر شواهد تجربی، مقدار پارامتر برآوردی ضریب ریسک گریزی نسبی γ در معادله اوایلر مربوط به مدل CCAPM در کمترین حالت معادل ۲۲/۰۷ بوده که وجود معمای صرف سهام را تایید می‌نماید. پس از تعدیل مدل فوق با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی و جداسازی ضریب ریسک گریزی نسبی γ و کشش جانشینی بین دوره‌ای σ ، مقادیر به دست آمده برای این دو پارامتر به ترتیب برابر با ۰/۳ و ۱/۴۵ حاصل گردید. با توجه به اختلاف قابل توجه γ و σ و نیز کاهش چشمگیر γ ، می‌توان توانایی تعدیل مدل CCAPM مبتنی بر تابع مطلوبیت بازگشتی در حل معمای صرف سهام برای بازار بورس اوراق بهادار ایران را نتیجه گرفت.

واژه‌های کلیدی: معمای صرف سهام، تابع مطلوبیت بازگشتی، مدل CCAPM، کشش جانشینی بین دوره‌ای و ضریب ریسک گریزی نسبی

طبقه بندی JEL: G10, G11, G12, C52

^۱ مستخرج از رساله دکتری مرجان رادنیا به راهنمایی دکتر مصیب پهلوانی و دکتر محمد نبی شهیکی تاش با مشاوره دکتر

رضا روشن

* دانشجوی دکتری رشته اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول) pahlavani@eco.usb.ac.ir

*** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

**** استادیار دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه خلیج فارس بوشهر

۱- مقدمه

مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر مصرف بین دوره ای CCAPM^۱ که برای اولین بار توسط لوکاس و بری دن^۲ مطرح شد، از تابع مطلوبیت توانی جدایی پذیر^۳ استاندارد با کشش یکسان جدایی پذیر و جمع پذیر استفاده می کند. این مدل دارای انعطاف کمی بوده و فرضیات کاملاً محدود کننده ای از جمله معکوس بودن ضریب ثابت ریسک گریزی نسبی (CRRRA)^۴ و کشش ثابت جانشینی بین دوره ای (EIS)^۵ و عدم امکان جداسازی آنها از یکدیگر، برای تبیین ارتباط میان بازده ها و مصرف در نظر می گیرد و تنها زمانی می تواند با سطوح مشاهده شده از رشد مصرف و بازده دارایی ها تطبیق داده شود که ضریب ریسک گریز نسبی (قیمت ریسک) سرمایه گذار، به صورت غیرقابل توجیهی بزرگ باشد. همچنین در مدل استاندارد، بازده های سهام به طور متوسط بالا و نرخ پایین بازده بر دارایی بدون ریسک، صرف ریسک^۶ یا بازده اضافی بیش از حد انتظار ایجاد می نماید. به بیان دیگر بازده های سهام آنقدر بزرگ است که نمی توان توسط تغییرات در نرخ رشد مصرف واقعی، آنها را توضیح داد. این شکست نظریه مالی جهت توضیح صرف سهام زیاد، به "معمای صرف سهام"^۷ شهرت یافت که اولین بار توسط مهرا و پرسکات^۸ (۱۹۸۵) مطرح گردید. عدم توانایی تابع مطلوبیت توانی برای تبیین رفتار مشاهدات، منجر به بررسی روش ها و اشکال مختلف توابع مطلوبیت دیگر شده است. در این میان استفاده از توابع مطلوبیت بازگشتی ارائه شده توسط اپستین و زین^۹ (۱۹۹۱)، مورد توجه زیادی قرار گرفته است. مطلوبیت بازگشتی تعمیم های مهم بالقوه ای از مدل مطلوبیت استاندارد به کار رفته در مدل پایه قیمت گذاری دارایی مبتنی بر

^۱ - Consumption-based Capital Asset Pricing Model

^۲ - Lucas and Breeden

^۳ - time-separable power Utility Function

^۴ - Constant Coefficient of Relative Risk Aversion

^۵ - Elasticity of Intertemporal Substitution

^۶ - Risk Premium

^۷ - Risk Premium Puzzle

^۸ - Mehra and Prescott

^۹ - Epstein and Zin

مصرف، ارائه می دهد که شاخص ترین آن درجه انعطاف پذیری بیشتر نسبت به ریسک و جانشینی بین دوره ای می باشد. همچنین برخلاف تابع مطلوبیت توانی که در آن ضریب ثابت ریسک گریزی نسبی (CRRA) و کشش جانشینی بین دوره ای (EIS) معکوس هم بوده و نمی توان آن ها را از هم جدا نمود، تحت ترجیحات بازگشتی، ضریب مربوط به ریسک گریزی لزوماً برابر با معکوس کشش جانشینی بین دوره ای نمی باشد.

با این حال علی رغم رشد روزافزون گرایش به مدل های مطلوبیت بازگشتی، کار اقتصاد سنجی کمی با هدف برآورد پارامترهای ترجیحات و ارزیابی تناسب مدل با داده های مربوطه و واقعیات تجربی صورت پذیرفته است. لذا در این پژوهش، برآنیم برای تبیین ارتباط میان بازده و ریسک و قیمت گذاری دارایی های سرمایه برای بازار مالی ایران با معرفی کلاسی از ترجیحات بازگشتی Epstein-Zin که امکان جداسازی ضرایب ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره ای را فراهم می آورد و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)^۱، به تخمین پارامترهای مورد نظر پرداخته و توانایی این مدل برای حل معمای صرف سهام را برای داده های سالیانه بازار بورس اوراق بهادار ایران طی سال های ۱۳۶۷-۱۳۹۳ مورد بررسی قرار می دهیم. در ادامه، به بیان ادبیات تحقیق که شامل مرور مبانی نظری و مروری بر مطالعات صورت گرفته می باشد، خواهیم پرداخت. در بخش چهارم به روش شناسی تحقیق و بررسی مدل مورد استفاده معطوف می شویم و در بخش پنجم مقاله نتایج تجربی مدل اقتصادی آورده شده و بخش پایانی مقاله نیز به نتیجه گیری اختصاص دارد.

¹ - Generalized Moment of Method

۱- مبانی نظری

۱-۲- معمای صرف سهام از دیدگاه مهرا و پرسکات

به اعتقاد مهرا و پرسکات؛ مدل های استاندارد قیمت گذاری دارایی؛ ضریب ریسک گریزی افراد را بسیار بالاتر از آن چه است برآورد می کند و یا نرخ بهره بدون ریسک را خیلی بالاتر از حد واقعی آن نشان می دهد. این ویژگی در چنین ترجیحاتی، شرایطی را به دنبال خواهد داشت که اگر یک فرد از نوسان مصرف در حالت های مختلف در یک نقطه از زمان گریزان باشد آن گاه باید از نوسان مصرف در طول زمان نیز گریزان باشد. در حالی که هیچ رابطه علت و معلولی بین دو حالت وجود ندارد.

اندازه بزرگ صرف سهام، به خصوص هنگامی که نرخ بازده دارایی های بدون ریسک اندک است، سازگار ساختن آن را با مسأله بهینه سازی خانوار دشوار می کند. (مهرا و پرسکات، ۲۰۰۸)

به طور کلی معمای صرف سهام معمولاً از دو دیدگاه قابل نمایش و بررسی می باشد. دیدگاه اول بر پایه توصیف آماری و مقایسه ی تفاوت میانگین بازدهی دارایی های مالی استوار است و دیدگاه دوم به برآورد پارامتر ریسک گریزی برای یک مدل انتخاب شده می پردازد.

به منظور درک این معما، فرض می شود که یک واحد اقتصادی در دوره t تولیدی به میزان y_t دارد. (دوره مربوط به سود سهام) همچنین یک سهم با قیمت p_t وجود دارد که کاملاً قابل معامله است و y_t دارای فرایند تصادفی می باشد.^۱ با در نظر گرفتن مسئله انتخاب بین دوره ای سرمایه گذار عامل در زمان t ؛ او از دست دادن مطلوبیت ناشی از خرید یک واحد اضافی سهم به قیمت p_t با مطلوبیت انتظاری حاصل از فروش سهم در دوره بعد را یکسان در نظر می گیرد. بنابراین در شرایط بهینه سازی؛ ارزش فعلی این دو مقدار با یکدیگر برابر می باشد.

$$p_t U'(C_t) = \beta E_t [(p_{t+1} + y_{t+1}) U'(C_{t+1})] \quad (1)$$

^۱ - روابط مربوط به معمای صرف سهام از مقالات مهرا (۲۰۰۶) و مهرا و پرسکات (۲۰۰۸) استخراج گردیده است.

معادله فوق هم برای قیمت گذاری دارایی ریسکی (R_e) و هم برای اوراق بهادار بدون ریسک (R_f) یک دوره ای استفاده می شود.

$$1 = \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1}), R_{e,t+1}}{U'(C_t)} \right] \quad (2)$$

که $R_{e,t+1}$ برابر با $(p_{t+1} + y_{t+1})/p_t$ می باشد. همچنین برای دارایی بدون ریسک نیز قیمت گذاری مربوطه عبارت خواهد بود از:

$$1 = \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1}), R_{f,t+1}}{U'(C_t)} \right] \quad (3)$$

که در رابطه بالا؛ بازده ناخالص دارایی بدون ریسک معادل معکوس قیمت

$$\text{آن؛ } \frac{1}{q_t} = R_{f,t+1} \text{ می باشد.}$$

رابطه (۲) را می توان به شکل زیر نیز بازنویسی کرد،

$$1 = E_t \left[(M_{t+1} R_{e,t+1}) \right]$$

(۴)

که $M_{t+1} = \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ و از آنجایی که فرض می شود $U(C_t)$ یک تابع فزاینده است؛

M_{t+1} یک عامل تنزیل تصادفی^۱ (کرنل قیمت گذاری)^۲ مثبت اکید خواهد بود.

با توجه به مطالب فوق می توان بازده ناخالص انتظاری دارایی ریسکی را بدست آورد.

$$E_t(R_{e,t+1}) = R_{f,t+1} + \text{cov}_t \left\{ \frac{-U'(C_{t+1}), R_{e,t+1}}{E_t(U'(C_{t+1}))} \right\} \quad (5)$$

سپس می توان صرف سهام را که از تفاوت بازده دو دارایی ریسکی و بدون ریسک

حاصل می شود، به دست آورد.

$$E_t(R_{e,t+1}) - R_{f,t+1} = \text{cov}_t \left\{ \frac{-U'(C_{t+1}), R_{e,t+1}}{E_t(U'(C_{t+1}))} \right\} \quad (6)$$

¹ - Stochastic discount factor

² - Pricing kernel

صرف سهام $E_t(R_{e,t+1}) - R_{f,t+1}$ در رابطه فوق نشان می دهد؛ دارایی‌هایی که هم-جهت با مصرف تغییر می کنند، برای مقادیر بالای مصرف کل و مقادیر پایین مطلوبیت نهایی مصرف، بازدهی مثبت دارند. عبارتی هرچه واریانس مشترک بازده دارایی‌ها با مصرف بزرگ‌تر باشد، بازده مورد انتظار نیز باید بزرگ‌تر شود. به منظور تسهیل در استخراج فرم بسته راه حل‌ها؛ مهرا پرسکات فرضیات زیر را ارائه دادند:

- نرخ رشد مصرف $x_t \equiv \frac{C_{t+1}}{C_t}$ ، و نرخ رشد سود سهام $z_t \equiv \frac{y_{t+1}}{y_t}$ ، دارای توزیع یکسان و مستقلی (iid) می باشد.

- $(x_t, R_{e,t})$ و (x_t, z_t) دارای توزیع مشترک نرمال لگاریتمی می باشند. با جانشین کردن $U'(C_t) = C_t^{-\gamma}$ در رابطه اساسی قیمت‌گذاری می‌توان به روابط (۷) و (۸) رسید:

$$P_t = \beta E_t \left[(P_{t+1} + y_{t+1}) \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (7)$$

$$P_t = \beta E_t \left[(P_{t+1} + y_{t+1}) x_{t+1}^{-\gamma} \right] \quad (8)$$

با توجه به روابط فوق، براحتی می‌توان نشان داد که بازده مورد انتظار دارایی ریسکی عبارت است از:

$$E_t(R_{e,t+1}) = \frac{E_t(z_{t+1})}{\beta E_t(z_{t+1} x_{t+1}^{-\gamma})} \quad (9)$$

و به تبع آن، بازده مورد انتظار دارایی بدون ریسک می تواند بدین صورت نوشته شود:

$$R_{f,t+1} = \frac{1}{\beta E_t(x_{t+1}^{-\gamma})} \quad (10)$$

از آنجا که فرض شده نرخ رشد مصرف و سود سهام دارای توزیع نرمال لگاریتمی هستند، می‌توان نتیجه گرفت که:

$$E_t(R_{e,t+1}) = \frac{e^{\mu_z + \frac{1}{2}\gamma_z^2}}{\beta e^{\mu_x - \gamma\mu_x + \frac{1}{2}(\gamma_z^2 + \gamma^2\sigma_x^2 - 2\gamma\sigma_{x,z})}} \quad (11)$$

و

$$\ln E_t(R_{e,t+1}) = -\ln \beta + \gamma\mu_x - \frac{1}{2}\gamma^2\sigma_x^2 + \gamma\sigma_{x,z} \quad (12)$$

که در دو رابطه بالا $\mu_x = E(\ln x)$ ، $\sigma_x^2 = \text{Var}(\ln x)$ ، $\sigma_{x,z} = \text{Cov}(\ln x, \ln z)$ و $\ln x$ ، نرخ رشد مرکب پیوسته مصرف می باشد.

از آن جایی که نرخ رشد مصرف i.i.d می باشد، انتظارات شرطی و غیر شرطی آن یکسان است و به طور مشابه برای R_f نیز این مسئله صادق است. بنابراین،

$$R_f = \frac{1}{\beta e^{-\gamma\mu_x + \frac{1}{2}\gamma^2\sigma_x^2}} \quad (13)$$

و

$$\ln R_f = -\ln \beta + \gamma\mu_x - \frac{1}{2}\gamma^2\sigma_x^2 \quad (14)$$

بنابراین با توجه به روابط فوق می توان رابطه (۱۵) را نوشت:

$$\ln E(R_e) - \ln R_f = \gamma\sigma_{x,z} \quad (15)$$

همچنین با توجه به روابط ذکر شده می توان نوشت:

$$\ln E(R_e) - \ln R_f = \gamma\sigma_{x,R_e} \quad (16)$$

که در رابطه فوق؛ $\sigma_{x,R_e} = \text{cov}(\ln x, \ln R_e)$ می باشد.

لگاریتم صرف سهام در این مدل، از حاصلضرب ضریب ریسک‌گریزی و کواریانس (مرکب پیوسته) نرخ رشد مصرف با بازده سهام (مرکب پیوسته) به دست می آید. اگر شرایط تعادلی مدل $X=Z$ را اعمال نماییم، آن گاه خواهیم داشت:

$$\ln E(R_e) - \ln R_f = \gamma\sigma_x^2 \quad (17)$$

۲-۲- تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر مصرف به وسیله تابع

مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین

پس از طرح چنین معمایی، تعدیلات متعددی بر تابع ترجیحات توسط اقتصاددانان صورت پذیرفته که از جمله آن ها می توان به تحقیق اپستین و زین (۱۹۹۱) اشاره نمود. آنها با معرفی کلاسی از ترجیحات، اجازه دادند تا ضریب ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره ای از یکدیگر مستقل باشند. بنابراین در مدل آن ها ضریب بالای ریسک گریزی دلالت بر تمایل به هموار نمودن مصرف در طول زمان ندارد یا به عبارت دیگر صرفاً با کشش جانشینی بین دوره ای ارتباط ندارد. در این نوع از ترجیحات، تابع مطلوبیت به شکل زیر ارائه می گردد:

$$U_t = \left[(1-\beta)c_t^{(1-\gamma)/\psi} + \beta(U_{t+1})^{1/\psi} \right]^{1/\rho} \quad (18)$$

در رابطه فوق $\psi = (1-\gamma)(1-1/\sigma)$ ، γ پارامتر ریسک گریزی نسبی، $\beta = 1/(1+\delta)$ نرخ تنزیل ذهنی و $\sigma = 1/\rho - 1$ کشش جانشینی بین دوره ای می باشد. در این چارچوب، دارایی هم به وسیله کواریانس آن با نرخ رشد مصرف و هم با بازده روی سبد ثروت قیمت گذاری می شود. بدین وسیله ویژگی های مدل قیمت گذاری مبتنی بر مصرف نیز در این مدل لحاظ می گردد.

در مدل اپستین و زین، ثروت عاملان اقتصادی به صورت $W_{t+1} = (W_t - C_t)(1 + R_{w,t+1})$

است که در آن $R_{w,t+1}$ بازده روی تمام ثروت سرمایه گذاری شده می باشد. از آنجایی که ثروت کل در بردارنده مصرف دوره های آتی که عملاً غیر قابل مشاهده اند، می باشد، اپستین و زین در مدلشان از پروکسی مقدار بازده بازار سهام استفاده کردند.

با توجه به محدودیت بودجه بین دوره ای؛ معادله اوایلر برای مدل فوق بدین صورت

خواهد بود: (هاید و شریف، ۲۰۱۵)^۱

^۱ - Hyde and Sherif

$$E_t \left\{ \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1/\sigma} \right]^\gamma \left(\frac{1}{1+R_{w,t+1}} \right)^{1-\gamma} (1+R_{i,t+1}) \right\} - 1 = 0 \quad (19)$$

برای حفظ قابل شناسایی بودن پارامتر $\sigma = 1/\rho - 1$ ، لازم است تا معادله زیر که بازده بازار را با رشد مصرف مرتبط می کند را در نظر بگیریم:

$$E_t \left(\left[\left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1/\sigma} \right]^\gamma (1+R_{w,t+1}) - 1 \right] \right) / \gamma = 0 \quad (20)$$

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مروری بر مطالعات خارجی

در این قسمت ابتدا بر مطالعات مهم صورت گرفته در زمینه تعدیل قیمت گذاری دارایی با استفاده از مطلوبیت بازگشتی و سپس مطالعات مربوط به وجود معمای صرف سهام مروری خواهیم داشت.

شیاو، فاف، گرگوری و مین^۱ (۲۰۱۳)، معتقدند استفاده از مطلوبیت بازگشتی با استفاده از اطلاعات مصرف آتی امکان درک بهتری از رشد مصرف را فراهم می کند. نتایج تجربی آن ها که به توضیح اندازه، مقدار و اثرات گشتاوری کمک می کند؛ موید این است که بتای مرتبط با اطلاعات در مورد رشد مصرف؛ یک الگوی سیستماتیک دارد و همراه با بعد اندازه کاهش یافته و همراه با ارزش دفتری به بازاری و ابعاد گشتاوری افزایش می یابد.

سوزوکی^۲ (۲۰۱۶)، در تحقیق خود فرض می کند عاملین اقتصادی در ترجیحات خود که به وسیله تابع مطلوبیت بازگشتی ارائه شده؛ نا همگن می باشند و بدین وسیله قیمت دارایی های سرمایه ای را تحت یک اقتصاد چند عاملی با ترجیحات نامتجانس

¹ - Xiao, Faff, Gharghori and Min

² - Suzuki

برآورد می کند. نتایج حاصل از مدل سوزوکی بیانگر این است که نرخ تنزیل متغیر از نظر زمانی بنگاه عامل؛ یک عنصر کلیدی در حل معماهای قیمت گذاری دارایی می باشد که می تواند معمای نرخ بدون ریسک را حل کند.

گو و دونگ هی^۱ (۲۰۱۷)، مدل قیمت گذاری دارایی تعادلی چند دوره ای را با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین که در آن ترجیحات مصرف با مطلوبیت بازگشتی و عاملینی که عموماً مخالف زیان هستند مورد ارزیابی قرار می دهند. آن ها تصریح نمودند در صورتی که ضریب ریسک گریزی و کشش جانشینی همه عوامل یکسان باشد، وجود و منحصر به فرد بودن تعادل اثبات می گردد.

در زمینه معمای صرف سهام، نوری و میراخور^۲ (۲۰۱۰)، با استفاده از داده های کشورهای بزرگ نتیجه گرفتند که معمای صرف سهام پدیده ای جهانی است و بخش بزرگی از صرف سهام در نتیجه ریسک گریزی سرمایه گذار و همچنین ضعف موسسات مالی در کشورهایی با بازارهای نوظهور است.

زیو، آداناسیوس و فلوراکیسیس^۳ (۲۰۱۴)، با معرفی گریز از ناامیدی و استفاده آن در مدل انتخاب سید سهام، به این نتیجه رسیدند که این فاکتور نقش بسیار مهمی در توضیح صرف سهام برای ۱۹ کشور مورد مطالعه دارد.

۳-۲- مروری بر مطالعات داخلی

در رابطه با قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با استفاده از الگوهای پایه CAPM و CCAPM برای اقتصاد ایران مطالعات متعددی صورت گرفته اما در به کارگیری یک تابع ترجیحات بازگشتی و بررسی توانایی و تطبیق مدل با واقعیات موجود؛ کار اقتصاد سنجی دقیق و جامعی صورت نپذیرفته است. همچنین صرفاً مطالعات داخلی کمی نیز در رابطه با معمای صرف سهام انجام شده که در ذیل به آنها اشاره می نمایم:

^۱ - Guo and Dong He

^۲ - Nuri and Mirrakhor

^۳ - Xie, Athanasios and Florackis

کشاورز حداد و اصفهانی (۱۳۹۲)، در چارچوب آزمون های تسلط تصادفی با استفاده از مشاهدات بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۹۰ نشان دادند که معمای صرف سهام وجود ندارد.

محمد زاده، شهیکی و روشن (۱۳۹۵)، به تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مصرف بر اساس تابع ترجیحات مارشالی پرداخته اند. آنها علاوه بر مصرف؛ تاثیر متغیر پس انداز بر مطلوبیت را مورد آزمون قرار دادند. نتایج تحقیق آن ها حاکی از آن است که با توجه به آن که ضریب ریسک گریزی مصرف و مخارج مصرفی مسکن بالاتر از محدوده تجربی و نظری است؛ معمای صرف سهام در بازار بورس ایران وجود دارد و وارد کردن متغیر پس انداز در تابع مطلوبیت، می تواند به حل معمای صرف سهام در ایران کمک کند.

عرفانی و اصغری (۱۳۹۵)، با استفاده از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف در چارچوب عادات و ترکیب رژیم های بازار و اقتصاد توسط منطق فازی، مدلی نظری و تجربی برای توضیح صرف سهام در ایران پیشنهاد داده اند. نتایج حاصل از تحقیق آنها گویای آن است که صرف سهام و ریسک گریزی مخالف با رژیم های اقتصاد حرکت می کنند و صرف سهام نیز خلاف جهت چرخه های تجاری حرکت می نماید. همچنین بر اساس نتایج مدل؛ سرمایه گذار ریسک گریز بوده و خواهان هموار نمودن مصرف در طول زندگی می باشد، اما واقعیات تجربی در ایران نشان می دهد که سرمایه گذار خواهان ریسک است. بر این اساس وجود معمای صرف سهام در ایران تایید می گردد.

۴- متغیرهای پژوهش

در این مطالعه به منظور برآورد مدل CCAPM و تعدیل آن به وسیله تابع مطلوبیت بازگشتی و مقایسه پارامترهای برآوردی مدل جهت نتیجه گیری در رابطه با وضعیت معمای صرف سهام؛ متغیرهای متعددی مورد استفاده قرار گرفته است. در این راستا

کلیه داده های اولیه برای سالهای ۱۳۶۷-۱۳۹۳ از بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران، وزارت مسکن و شهرسازی، سازمان ملی زمین و مسکن، دفتر پشتیبانی و برنامه ریزی و وزارت تعاون، کار و امور اجتماعی استخراج گردیده است.

مهمترین متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه که بر اساس شاخص قیمت ۱۳۹۰ با مقادیر حقیقی محاسبه شده اند، عبارتند از

- بازده شاخص سهام که از داده های شاخص قیمت سهام و با توجه به رابطه

$$(P_{t+1} - P_t) / P_t \text{ به دست می آید.}$$

- بازده مسکن که از آمار ساختمانهای تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق

شهری و برآورد هزینه یک متر مربع استخراج شده است.

- بازده مخارج مصرفی بخش خصوصی یا به عبارت دیگر نرخ رشد مخارج مصرفی

- بازده دستمزد نیروی انسانی که بر اساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار

به است آمده.

- بازده سپرده که براساس سپرده های سرمایه گذاری کوتاه مدت محاسبه گردیده

است.

همچنین در این مطالعه برای تخمین مدل اپستین و زین؛ یک پرتفوی که شامل ترکیب

موزونی از بازده سهام، بازده مسکن، بازده نیروی کار و بازده سپرده می باشد؛ به عنوان

سبد بازده خانوار در نظر گرفته شده است. شایان ذکر است که برای بدست آوردن بازده

پرتفوی مذکور، برای هر دارایی از یک وزن مناسب استفاده شده و در واقع پرتفوی ایجاد

شده شامل بازده انواع دارایی ها می باشد که بازده هر دارایی، توسط وزنی مناسب موزون

شده است و در نهایت یک میانگین وزنی از بازده انواع دارایی های بکار رفته در سبد

مذکور بدست آمده است که از این بازده ها (میانگین های موزون شده) در پژوهش به

عنوان متوسط بازده دارایی هایی که خانوارها در سبد دارایی خود نگه داری می کنند

استفاده شده است. لازم به ذکر است که وزنه های هر یک از دارایی ها به شرح زیر می

باشد:

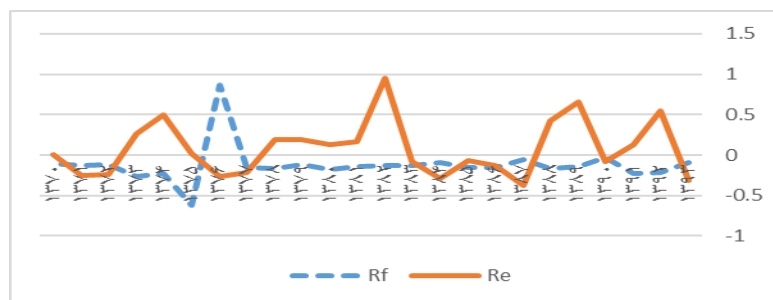
برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس» که در بازار بورس اوراق بهادار تهران موجود است، استفاده شده است. جهت محاسبه ی بازده بخش مسکن نیز از «سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن» استفاده شده است. همچنین داده های درآمد نیروی کار و حجم سپرده های مدت دار بخش خصوصی به ترتیب به عنوان وزن بازده دستمزد و بازده سپرده در نظر گرفته شده است.

۵- یافته های پژوهش

۵-۱- داده های پژوهش و صرف سهام

در این بخش ابتدا به صورت تجربی و براساس داده های مربوط به تحقیق و سپس با برآورد پارامترها و معادلات اوپلر دو مدل استاندارد CCAPM و CCAPM مبتنی بر مطلوبیت بازگشتی به بررسی وجود معمای صرف سهام پرداخته خواهیم پرداخت. با محاسبه بازده واقعی شاخص سهام (درصد) و میانگین حسابی، طی سال های ۱۳۷۱-۱۳۹۳، صرف سهام که از تفاضل میانگین حسابی دو بازده واقعی شاخص سهام (۰/۰۷۹۸) و بازده واقعی سود سپرده های سرمایه گذاری در شبکه بانکی حاصل می شود، (۰/۱۲۴۶-) معادل ۰/۲۰۴۵ درصد به دست می آید. (ارقام حقیقی بر اساس سال پایه ۹۰ محاسبه گردیده اند).

نمودار ۱: روند بازدهی دارایی ریسکی و دارایی بدون ریسک



منبع: محاسبات تحقیق

در نمودار فوق، خط پیوسته نشان دهنده روند بازده واقعی شاخص کل بورس و خط چین نشان دهنده روند بازده واقعی سود سپرده سرمایه گذاری در شبکه بانکی کشور است.

پس از بررسی مشاهدات تاریخی و به دست آوردن صرف سهام، به استخراج نتایج حاصل از مدل ها می پردازیم.

۵-۲- برآورد معادلات اوایلر مدل CCAPM و مدل مبتنی بر تابع مطلوبیت

بازگشتی اپستین و زین

علی رغم این که روش GMM نیاز به فروض زیادی در مورد متغیرها ندارد اما بررسی مانایی متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین پیش از انجام هر گونه برآوردی به انجام آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه پرداخته شده و از مانایی آن ها اطمینان حاصل گردیده است.

پس از آن برای تخمین مدل CCAPM، بردار متغیر های ابزاری شامل عرض از مبدا و وقفه های دوم بازده سهام و مخارج مصرفی انتخاب شدند و با انتخاب مقادیر اولیه مختلف، نتایج متعددی حاصل گشت. از این میان، چهار حالت که کمترین میزان ضریب ریسک گریزی را نتیجه می داد در جدول ذیل نمایش داده شده است.

بر اساس یافته های جدول، مشاهده می شود در تمامی حالات ضریب ریسک گریزی حاصله رقم بالایی به دست آمده و به مراتب از عدد ۱۰ بزرگتر می باشد که خود گویای وجود پدیده معمای صرف سهام برای داده های تحقیق می باشد.

همچنین با توجه به روابط استخراج شده توسط مهرا و پرسکات،

$$\ln R_f = -\ln \beta + \gamma \mu_x - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_x^2 \quad \text{و} \quad \ln E_t(R_e) = -\ln \beta + \gamma \mu_x - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_x^2 + \gamma \sigma_{x,z}$$

و در نهایت $\ln E(R_e) - \ln R_f = \gamma \sigma_x^2$ می توان با توجه به ضرایب ریسک گریزی و انحراف معیار نرخ رشد مصرف، صرف سهام را که عددی ۲۴/۳۳ می شود؛ به صورت عددی نیز محاسبه نمود.

جدول ۱: نتایج تخمین تخمین ضرایب معادلات اوایلر در مدل CCAPM از

روش GMM

آماره J مدل	γ	β	مقادیر اولیه (β, γ)
۳/۱۵	۲۲/۰۷ *(۲/۰۴)	۰/۹۷۷۳ *(۲/۴۳)	(۹/۱، ۱۳/۵)
۳/۳۶	۲۳/۸۷ *(۲/۰۱)	۰/۸۷۳۷ *(۲/۰۵)	(۱۰/۲، ۳/۳۰)
۰/۱۵	۲۳/۰۶ *(۲/۰۴)	۰/۹۸۴۳ *(۲/۲۵)	(۱۱/۷، ۶/۳۰)
۳/۳۶	۳۹/۲۴ *(۲/۳۰)	۰/۸۰ *(۱/۸۰)	(۱/۶، ۲/۵)

* مقادیر مربوط به آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

منبع: محاسبات تحقیق

سازگاری تخمین زنده GMM به معتر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می توان با آزمون J که اولین بار توسط هانسن ارائه شد، تحت بررسی قرار گیرد. آماره J جدول برای حالات فوق برابر با $\chi^2_{1,5} = 3/841$ است و مقادیر مربوط به مدل ها از این عدد کوچکتر بوده و بنابراین فرضیه H_0 و خوبی انتخاب ابزارها در مدل های فوق تایید می گردد.

پس از تخمین مدل پایه CCAPM و به دست آوردن شواهدی مبنی بر وجود معمای صرف سهام، به بررسی تاثیر استفاده از مطلوبیت بازگشتی در حل معمای صرف سهام می پردازیم. همانگونه که در قسمت مبانی نظری نیز گفته شد؛ اپستین و زین در رابطه (۱۹)، به جای بازده ثروت که متغیری غیر قابل مشاهده است از بازدهی بازار سهام به عنوان جایگزین استفاده نمودند. از آنجایی که این متغیر بخش مهمی از اشکال دارایی از

جمله سرمایه انسانی و مسکن را شامل نمی شود، در این تحقیق پیرو مطالعه کمپل^۱ (۱۹۹۶) از متوسط وزنی بازده شاخص سهام ، بازده دستمزد نیروی کار (به عنوان جایگزینی برای سرمایه انسانی) بازده مسکن و بازده سپرده بخش خصوصی به عنوان پروکسی بازده ثروت استفاده نموده ایم. بنابراین در این جا با یک سیستم معادلات همزمان مواجه هستیم. به علاوه این که با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی امکان جداسازی ضرایب ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره ای فراهم می شود که به همسو شدن مدل قیمت گذاری دارایی با شواهد تجربی کمک خواهد کرد. متغیرهای ابزاری انتخاب شده برای مدل تعدیل شده به وسیله تابع مطلوبیت بازگشتی عبارتند از عرض از مبدأ، وقفه های دوم و سوم بازده مسکن، وقفه اول بازده سپرده و وقفه دوم بازده دستمزد نیروی کار با مقادیر اولیه ۴/۶، ۲/۱، ۲/۶ برای پارامترهای β, γ, σ .

نتایج حاصل از تخمین سیستم معادلات همزمان ذکر شده به روش GMM در جدول ۵ نمایش داده شده است.

جدول ۲: نتایج تخمین ضرایب معادلات اوایلر در مدل CCAPM مبتنی بر تابع

مطلوبیت بازگشتی از روش GMM

پارامترها			آماره J مدل
β	γ	σ	۸/۸۶
۰/۹۸۶ (۳۶/۸۳)*	۰/۳۰ (۲۰/۳۱)*	۱/۴۵ (۱۱/۷۲)*	

* مقادیر مربوط به آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که مشاهده می شود، آماره J به دست آمده از مدل به مراتب از آماره جدول که دارای توزیع $\chi^2_{22,5} = 33/92$ کوچکتر بوده و موید این است که فرضیه H_0

¹ - Campbell

مورد قبول قرار می گیرد و خوبی انتخاب متغیرهای ابزاری تایید می گردد. همچنین با نگاهی به مقادیر به دست آمده برای پارامترهای رفتاری مدل مشاهده می کنیم که عامل تنزیل ذهنی β در سطح ۵ درصد معنادار بوده و از آنجایی که این عدد بسیار به یک نزدیک می باشد می توان نتیجه گرفت مصرف کنندگان بسیار صبور هستند و وزن و اهمیت بیشتری به مطلوبیت حاصله از مصرف آتی خود می دهد.

پارامتر برآورد شده γ در این مدل نسبت به مدل CCAPM به طرز چشمگیری کاهش یافته که خود می تواند مویید این امر باشد که معمای صرف سهام با جایگزینی مطلوبیت بازگشتی به جای مطلوبیت توانی بهبود یافته است. همچنین علامت مثبت این پارامتر نشان می دهد که عوامل اقتصادی بسیار ریسک پذیر هستند. از آن جا که ضریب ریسک گریزی توصیف کننده میل برای تثبیت مصرف در موقعیت های مختلف می باشد؛ بنابراین می توان نتیجه گرفت سرمایه گذاران در ایران نسبت به ریسک حالت؛ ریسک گریزند.

در نهایت مشاهده می شود، کشش جایگزینی بین دوره ای که توصیف کننده تمایل به مصرف هموار در طول زمان است؛ در سطح ۵٪ معنی دار بوده و مقدار آن با پارامتر γ کاملا متفاوت بوده و می توان نتیجه گرفت با توجه به تفاوت در ماهیت این دو پارامتر، فرض تعامل متقابل و وجود رابطه معکوس میان این دو نمی تواند مورد تایید قرار گیرد.

۶- نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات

در این تحقیق به برآورد پارامترهای ساختاری در مدل های CCAPM و مدل تعدیل شده آن به وسیله تابع مطلوبیت بازگشتی برای مشاهدات مالی بورس ایران طی دوره زمانی (۱۳۶۷-۱۳۹۳)، پرداختیم تا بررسی کنیم آیا در صورت وجود این معما؛ با ارائه مدل های جدید قیمت گذاری دارایی های مالی و جایگزینی تابع مطلوبیت بازگشتی به جای تابع مطلوبیت توانی به حل این معما کمک نمود یا خیر؟

نتایج به دست آمده برای مدل CCAPM بیانگر ضریب ریسک گریزی بالا در بازار بورس بوده که طبق مبانی نظری وجود معمای صرف سهام را تایید می کند. استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین به منظور تعدیل این مدل استفاده نمودیم. نتایج حاصل از تحقیق گویای آن است که تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی با یک تابع مطلوبیت بازگشتی به کاهش چشمگیر ضریب ریسک گریز نسبی و حل معمای صرف سهام منجر می شود. همچنین علائم و مقدار پارامترهای برآوردی برای دوره مورد مطالعه با نظریات تئوریک سازگار است و برآوردهای ضریب ریسک گریزی نسبی ریسک و کشش جایگزینی بین دوره ای جایگزینی کاملاً از هم متمایز بوده و تفاوت زیادی در مقدار دارند. همچنین علائم آنها هم جهت می باشد و به این معنی است که در بازار مالی ایران سرمایه گذاران نگرش هم سوئی و نه یکسان نسبت به حالت ریسک و زمان ریسک دارند.

با توجه به تایید وجود معمای صرف سهام و همچنین توانایی تابع مطلوبیت بازگشتی، می توان گفت تنها عامل ریسک گریزی سرمایه گذاران منجر به سریز نشدن سپرده های بانکی به سمت بازار سرمایه نگردیده و باید عوامل دیگری نیز مورد بررسی قرار گیرد که یکی از این موارد تغییر نوع تابع مطلوبیت در مدل پایه می باشد. به عبارت دیگر پیشنهاد می گردد؛ سیاستگذاران در بازارهای مالی، سرمایه گذاران، تحلیل گران بازار سرمایه و ... برای تبیین هر چه بهتر بازده سهام و ارتباط آن با ریسک، علاوه بر متغیر مخارج مصرفی، سایر متغیرهای مهمی که پرتفوی ثروت سرمایه گذار را تحت تاثیر خود قرار می دهد نیز توجه لازم داشته باشند. بنابراین توجه اساسی به مولفه های ثروت به ویژه نیروی انسانی و درآمد آن، سرمایه گذاری های انجام شده در بخش مسکن، میزان سپرده های دیداری و ارائه تسهیلات و بازنگری در قوانین و مقررات مربوط به هر یک از بخش ها جهت تسهیل و بهبود بازده های آن ها بسیار ضروری به نظر می رسد. همچنین از آنجایی که در هر دو مدل CCAPM مبتنی بر مطلوبیت توانی و هم CCAPM مبتنی بر مطلوبیت بازگشتی، عددی نزدیک به یک شده که

نشان دهنده صبوری عامل اقتصادی و چشم پوشی از مصرف جاری به امید مصرف آتی بیشتر می باشد، به نظر می رسد نیاز به ایجاد جذابیت و انگیزش برای ورود به بازار سرمایه و توسعه آن بیشتر از گذشته احساس گردد. همچنین انواع تعدیل های دیگر جهت بهبود مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای به منظور پیش بینی بهتر بازده سهام نیز برای تحقیقات آینده پیشنهاد می گردد.

منابع:

- Acharya, V., Pedersen, L. (2005), Asset Pricing with Liquidity Risk", *Journal of financial Economics*, 77, 375-410.
- Asprem, M. (1989), Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in 10 European countries. *Journal of Banking and Finance*, 13, 589 -612.
- Bansal, R., Yaron, A. (2004), Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. *Journal of Finance*, 59(4), 1481-1509.
- Breeden, D. T. (1979), An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296 .
- Campbell, J. Y. (1993), Inter temporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review*, 83,487-512.
- Campbell, J. Y. (1996), Consumption and the stock market: Interpreting international experience. *Swedish Economic Policy Review*, 3, 251-299.
- Campbell, J.Y., 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.
- Chen, M. H. Risk and Return: CAPM and CCAPM", *Journal of Economic and Finance*, 43:369-393. (2003)
- Darrat, F, A., Li, B., Park, C, J. (2011), Consumption-Based CAPM Models: International Evidence, *Journal of Banking & Finance*, 35: 2148-2157.

- Epstein, L. G, Zin, S.E, (1989), Substitution, Risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A *Theoretical Framework*, *Econometrica*, Volume 57, Issue 4, 937-969.
- Erfani, A.R., Safari, S, (2016), Modeling premium puzzle by Fuzzy Logic, *Economic Modeling Quarter*, 10(3), 71-96 (in Persian)
- Fama , E.F , French,K.R, (1995), Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, *Jornal of Finance*,.vo150 , p.131 , pp153-154.
- Galagedra, D. (2006), A Review of Capital Asset Pricing Models, *Journal of Banking*, 43: 1-15 .
- Gregoriou, A., Ioannidis Ch, (2006), Generalized method of moments and value tests of the consumptioncapital asset pricing model under transactions. *Empirical Economics*, 32, 19-39.
- Guo, J, Dong, X. (2017), Equilibrium asset pricing with Epstein-Zin and loss-averse investors, *Journal of Economic Dynamics and Control* .Volume 76,Pages 86–108
- Hamori, Sh, (1992), Test of CCAPM for Japan: 1980–1988, *Economics Letters*, Vol. 38, pp. 67-72.
- Hansen, L., Singleton, K. J, (1982), Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Journal of Econometrica*, 50, 1269-1286 .
- Hyde, S; Sherif, M, (2015), Consumption asset pricing models: evidence from UK, *The Manchester school*, 73,343-363
- Iyiola, O ., Munirat, Y., and Nwifo Ch, (2012), *Journal of Accounting and Taxation*, Vol. 4(2), pp. 19-28
- Keshavarz Haddad, Gh., Isfahani, MR, (2013), premium puzzle in Tehran Stock Exchange in the framework of Random Testing, *Quarterly Journal of Economic Research*, 56, 1-40 (in Persian)
- Kim, S.H., Kim, D., Shin, H, S. (2012), Evaluating Asset Pricing Models in the Korean Stock Market”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 20; 198-227.

- Kwan, Y.K., Leung, C.K.Y., Dong, J. (2015), Comparing consumption based asset pricing models: The case of an Asian city. *Journal of Housing Economics*, 28, 18-41.
- Lucas, R, E. (1978), Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- Mankiw, N. G., Shapiro, M. D. (1986), Risk And Return: Consumption Beta versus Market Beta”, *Review of Economics and Statistics*, 68: 452-459 .
- Márquez, E, Nieto, B, Rubio, G, (2014), Stock returns with consumption and illiquidity risks, *International Review of Economics and Finance*, 29, 57–74.
- Mehra, R., Prescott, E. C. (1985), The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15,145-161.
- Mehra, R, (2006), The Equity Premium Puzzle: A Review, *Foundations and Trends in Finance*, Vol. 2, No. 1 ,1–81
- 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.
- Mohammadzadeh, A., Shahiki Tash, M., Roshan, R (2016), Investigating the premium puzzle in economy of IRAN Using GMM Estimation in the SCCAPM Model, *Journal of Financial Valuation*, Vol. 9, No. 32, 15-32 (in Persian)
- Smith, D. C. (1999), Finite sample properties of tests of the Epstein–Zin asset pricing model, *Journal of Econometrics*, Volume 93, Issue 1, Pages 113–148,
- Sharpe, W. F, (1964), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19. 425-442.
- Suzuki, M. (2016), A representative agent asset pricing model with heterogeneous beliefs and recursive utility. *International Review of Economics & Finance*, Volume 45.Pages 298–315,

- Wang, C., Wang, N, Yang J, (2016), Optimal consumption and savings with stochastic income and recursive utility, *Journal of Economic Theory*, Volume 165.Pages 292–331.
- Xiao, Y., Faff , R., Gharghori ,M, (2013), Pricing innovations in consumption growth: A re-evaluation of the recursive utility model. *Journal of Banking & Finance*, 37. 4465–4475