



بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای منتخب بر اساس مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز

صدیقه علیزاده^۱

محمد نبی شهیکی تاش^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۰۵

چکیده

مدل های قیمت گذاری دارایی سرمایه ای از روش های متداول قیمت گذاری سهام است و یکی از این مدل ها مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز (SAPM) است. در این مطالعه مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر پس انداز با استفاده از روش GMM برای کشورهای ایران، ترکیه، ایالات متحده آمریکا، آلمان، ایتالیا و فرانسه برای دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۰ برآورد میگردد. هدف از انجام این مطالعه بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای مختلف بر اساس مدل قیمت گذاری مبتنی بر پس انداز در کشورهای منتخب و همچنین مقایسه میزان پس انداز در این کشورها است. نتایج مطالعه نشان می دهد که مدل SAPM در تمامی کشورهای مورد بررسی بازدهی مورد انتظار سهام را توضیح می دهد و به عبارتی معنی دار است. همچنین با کمک مدل این نتیجه حاصل شد که میان دو کشور ایران و ترکیه، نرخ پس انداز در ایران نسبت به ترکیه بالاتر است و همچنین در میان کشورهای آمریکا، آلمان، ایتالیا و فرانسه بالاترین نرخ پس انداز مربوط به آلمان و کمترین نرخ مربوط به آمریکا است. با توجه به برآوردهای انجام شده در این مطالعه کشور ایران نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه در دوره زمانی در نظر گرفته شده ترجیحات پس انداز بالاتری و ایالات متحده آمریکا ترجیحات پس انداز پایین تری را نشان می دهد.

واژه های کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر پس انداز، بازدهی مورد انتظار سهام، نرخ پس انداز.

طبقه بندی JEL: O16, G12, R53

^۱ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، سیستان و بلوچستان، ایران. sedighe.alizadeh14@gmail.com

^۲ گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، سیستان و بلوچستان، ایران. (نویسنده مسئول)

mohammad_tash@eco.usb.ac.ir.

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری که از اطلاعات مالی استفاده می‌نمایند برای تصمیم‌گیری در زمینه خرید و فروش سهام، به اطلاعات مالی نیاز دارند و زمانی که به اطلاعات کافی در مورد هر دارایی دست یابند اقدام به سرمایه‌گذاری می‌نمایند. از سوی دیگر مهمترین عامل جهت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در خصوص خرید، فروش و یا نگهداری یک دارایی، سودآوری و بازده دارایی مورد نظر می‌باشد. بازارهای مالی میتوانند انگیزه سرمایه‌گذاری را برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند (کیامهر و همکاران ۱۳۹۹). امروزه در کشورمان بورس اوراق بهادار این وظیفه را به عهده دارد، بدین معنی که سرمایه‌گذاران به کمک بورس اوراق بهادار میتوانند در سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس سرمایه‌گذاری کنند. اگر سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری خود را به صورت نگهداری مجموعه‌ای از اوراق بهادار مختلف و متنوع انجام دهند، باز هم ریسک و خطر به همراه خواهد داشت. هر یک از سرمایه‌گذاران، نرخ بازده مورد انتظار متفاوتی را با توجه به میزان ریسک‌پذیری و انتظارات خود از سرمایه‌گذاری در سهام طلب می‌کنند. بنابراین با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری در هر اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و این عامل با بازار سرمایه و بازار اوراق بهادار و عامل تاثیرگذار در این بازار یعنی بازده دارایی‌های مالی ارتباط دارد، بررسی مدل‌های تعیین بازده اوراق بهادار و دارایی‌های مالی موضوع حائز اهمیتی است. همچنین با توجه به اینکه سرمایه‌گذاران در مورد ارتباط میان ریسک و بازده آگاهی لازم و کافی را ندارند و این ارتباط به درستی بیان نمیشود، امکان سوءاستفاده از طریق دستکاری قیمت و ایجاد حباب قیمت ایجاد میشود که این مسئله باعث زیان سرمایه‌گذاران، آسیب رساندن به بدنه بازار سرمایه در بلندمدت و تضعیف نقش تامین‌کنندگی مالی بازار سرمایه می‌شود. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک هر دارایی، میزان بازده مورد انتظار آن دارایی که با ریسک متناسب باشد را ارائه می‌دهد. با تعدیل و گسترش این مدل‌ها تخصیص بهینه منابع و تشکیل پرتفوی بهینه متناسب با درجه ریسک‌پذیری حاصل می‌شود.

به منظور اندازه‌گیری ریسک، اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را ارائه میدهند. یکی از مهمترین روش‌هایی که به سرمایه‌گذاران در تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری کمک می‌کند، مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. در این مدل مازاد بازده سهام نسبت به بازده دارایی بدون ریسک متناسب با مازاد بازده بازار است. هر چند این مدل بسیار مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی قرار گرفته است، لیکن در مطالعات بعدی مورد انتقاد قرار گرفته و محققان بسیاری به توسعه آن پرداخته‌اند. (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۹)

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز که در این مطالعه به بررسی آن پرداخته شده است، یکی از دیگر انواع مدل‌های قیمت‌گذاری است که مورد توجه محققین از جمله دریر و همکاران (۲۰۱۳)، ایرادو و همکاران^۲ (۲۰۱۷)، روی و همکاران^۳ (۲۰۲۲) قرار گرفته است. در این مطالعه ضمن بررسی مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر پس‌انداز در کشورهای ایران، ترکیه، آمریکا، ایتالیا، آلمان و فرانسه برای سال‌های ۱۳۷۴-۱۴۰۰ به این

¹ Dreyer et al (2013)² Airaud et al (2017)³ Roy et al (2022)

مسئله پرداخته خواهد شد که چگونه تفاوت در عادت های پس انداز در کشورهای مختلف (ایران، ترکیه، آمریکا، ایتالیا، آلمان و فرانسه) بر قیمت گذاری دارایی تاثیر خواهد گذاشت. لازم به ذکر است که این نوع بررسی تاکنون در مطالعات داخلی صورت نگرفته است لذا با توجه به نبود مطالعه در این زمینه این مقاله به این مهم پرداخته است.

این مقاله بدین صورت سازماندهی شده است که بعد از مقدمه در بخش دوم و سوم مروری بر پیشینه تحقیق انجام شده و به مبانی نظری مدل پرداخته می شود. بخش چهارم به توضیح روش تحقیق پرداخته و بخش پنجم مقاله دربردارنده داده ها و متغیرهای تحقیق است. در بخش ششم نتایج حاصل از تخمین معادلات با روش GMM آورده شده و در نهایت بخش پایانی مقاله به نتیجه گیری اختصاص داده شده است.

۳- مروری بر ادبیات تحقیق

در این قسمت مطالعات انجام شده در زمینه قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و همچنین مطالعات انجام شده در زمینه مقایسه نرخ پس انداز در کشورهای مختلف به طور خلاصه مورد بررسی قرار می گیرد. لازم به ذکر است مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه بسیار محدود می باشد و تنها به بیان سه مطالعه که از لحاظ موضوعی نزدیک به مطالعه حاضر می باشد پرداخته می شود.

کالمکو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل درآمد ثابت رفتار خانوارهای روسی را در یک موقعیت بحران اقتصادی مورد بررسی قرار دادند و بیان کردند که درآمد، مخارج و پس انداز مفهومی عمومی در معادلات مصرف و پس انداز هستند. آنها نشان دادند که در طی بحران های اقتصادی گذشته روسی ها اغلب مدل رفتاری پس انداز را انتخاب نموده اند.

راچر و استیرل^۲ (۲۰۱۵) تفاوت های پایدار در نرخ پس انداز خانوار اروپا را مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که عامل هایی نظیر سطح درآمد، وابستگی سنی و نااطمینانی (که این عوامل متغیرهای توضیحی سنتی هستند) تاثیر معنی داری بر نرخ پس انداز دارند. براساس مطالعه آنها نرخ پس انداز خانوار در آلمان، فرانسه و بلژیک بیشتر از سایر کشورها است.

دریر و همکاران^۳ (۲۰۱۳) مدل قیمت گذاری دارایی ها براساس پس انداز را با تعدیلاتی در مدل CCAPM ارائه دادند. آنها بیان کردند که افراد علاوه بر مصرف با پس انداز هم مطلوبیت کسب می کنند که از طریق مدل هایی از شکل گیری عادات و مدل های سرمایه داری و همچنین عادات انتظاری اثبات می شود. دریر و همکاران با استفاده از داده های دوره ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۲ و روش GMM رابطه اوایل این ترجیحات پس انداز را استخراج نمودند و نتایج آنها نشان داد که ترجیحات پس انداز از لحاظ اقتصادی حائز اهمیت هستند.

¹ Kolmakov (2011)

² Rocher and Stierle (2015)

³ Dreyer et al (2013)

آور^۱ (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی مدل شکل‌گیری عادات کمپل و کوکران (۱۹۹۹) و توانایی این مدل در توضیح صرف ریسک سهام کشورهای G7 با فرض یکپارچگی کامل بازار سرمایه پرداخت. وی کواریانس شرطی مدل را با استفاده از GARCH و GMM آزمون نمود و نشان داد مدل مورد استفاده قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری در مقایسه با مدل‌های CAPM و CCAPM دارد. مدل شکل‌گیری عادات بیش از ۹۰٪ تغییرات داده‌های مقطعی در صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

تalan ایسکن^۲ (۲۰۱۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی به بررسی چگونگی تغییرات نرخ پس انداز با استفاده از داده‌های نرخ پس انداز آمریکا برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۰ پرداخت. وی نتیجه گرفت که تجزیه و تحلیل نرخ پس انداز ایالات متحده آمریکا با مجموعه متفاوتی از مسائل مفهومی و اندازه‌گیری در یک اقتصاد باز مواجه است.

راس هاروی^۳ (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به مقایسه نرخ پس انداز در کشورهای منطقه یورو، ایالات متحده و ژاپن پرداخت. بر طبق نتایج مطالعه، نسبت‌های نرخ پس انداز در این مناطق کاهشی هستند. نسبت این نرخ در مناطق یورو از ایالات متحده بیشتر است و نرخ ژاپن نزدیک به نرخ منطقه یورو است. ترتیبات مختلف حقوقی و اداری تا حدی برخی از این تفاوت‌ها را در سه حوزه اقتصادی مشخص می‌کند. هاروی سه مورد از این ترتیبات را به شرح زیر بیان نمود: ۱- مصرف خانگی خدمات عمومی، ۲- استفاده از مالیات بر درآمد، مالیات واردات و تولید به منظور تامین مالی هزینه‌های دولت، ۳- اجرای طرح تامین اجتماعی یا طرح بازنشستگی خصوصی.

پاستین ادوارد^۴ (۱۹۹۵) عوامل موثر بر پس انداز را در ۳۶ کشور بررسی کرد و یکنواخت نبودن نرخ پس انداز در کشورهای مختلف را مورد بحث و بررسی قرار داد. وی با استفاده از تخمین متغیرهای ابزاری دریافت که یکی از مهمترین تعیین‌کنندگان پس اندازهای خصوصی و عمومی رشد سرانه است.

اکبرپور (۱۴۰۰) با استفاده رگرسیون چندکی به بررسی عوامل کلان اقتصادی موثر بر نرخ پس انداز خانوارهای شهری پرداخت. طبق بررسی‌های وی متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ وابستگی، نرخ بهره حقیقی و نرخ ارز تاثیر نامتقارن بر نرخ پس انداز خانوارهای شهری در چندک‌های مختلف دارند.

فرمان آرا و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی پرداختند. آنها با استفاده از روش آماری و اقتصادسنجی داده‌های تاباوبی متغیرهای مدل را برآورد کرده و اثرات آن بر رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که تامین مالی از طریق بازار سرمایه در رشد اقتصادی کوتاه مدت و بلندمدت تاثیر مثبتی دارد و همچنین درجه توسعه بازار مالی به اثر بخشی بیشتر بازار سرمایه در رشد اقتصادی منجر می‌گردد.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۹) به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش پرداختند. نتایج آنها نشان داد که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

¹ Auer (2013)

² Talan B. Iscan (2011)

³ Ross Harvey (2004)

⁴ Edwards, s (1995)

مبتنی بر مصرف سنتی عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام مقطعی دارد و مدل CCAPM تعدیل یافته نسبت به مدل سنتی بخش بزرگتری از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تعدیل مدل با کمک هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به بهبود عملکرد مدل می‌شود. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از مدلسازی براساس پس انداز به استخراج معادلات اوپلر پرداختند. براساس نتایج آنها متغیر مصرف و پس انداز در توضیح بازده سهام در دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ موفق بوده است. آنها نشان دادند که عامل تنزیل ذهنی زمان عدد بزرگتر از ۰.۸ دارد و ترجیحات در تابع پس انداز معنادار است اما ضریب تاثیرگذاری بالایی ندارد.

۳- مبانی نظری مدل

دریر و همکاران (۲۰۱۳) تعدیلاتی در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف انجام دادند و مدل قیمت گذاری دارایی مبنی بر پس انداز را ارائه دادند. اساس مدل آنها برگرفته از مطالعه مارشال (۱۹۲۰) است که در آن افراد در کنار مصرف از پس انداز نیز مطلوبیت بدست می‌آورند. ترجیحاتی که به پس انداز مربوط می‌شود با مدل‌هایی از شکل گیری عادات و مدل‌های سرمایه داری و همچنین عادات انتظاری مرتبط است. در مدل مارشال تابع مطلوبیت به صورت زیر است:

$$U(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t}) \quad (1)$$

تابع مطلوبیت فوق، اکیداً مقعر و C و W به ترتیب نشان دهنده مصرف و ثروت است. در تابع فوق عوامل اثرگذار بر ترجیحات مصرف و رشد ثروت می‌باشد. رشد ثروت در اینجا همان پس انداز عوامل اقتصادی است. عامل تنزیل درون زا و به نرخ پس انداز بستگی دارد. انباشت ثروت با استفاده از رابطه (۲) بدست می‌آید:

$$W_{t+1} = (W_t - C_t)R_{t+1}^w \quad (2)$$

در رابطه (۲) تفاوت W و C نقدینگی در دسترس است و R در این رابطه بازده آن است که عبارت است از میانگین وزنی بازده‌ها بر دارایی‌های مالی.

با توجه به تابع مطلوبیت فوق اگر U_1 مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف و U_2 مشتق تابع مطلوبیت نسبت به انباشت ثروت باشد، آنگاه در این تابع روابط $U_1 \cdot U_2 > 0$ و $U_{11} \cdot U_{22} < 0$ صدق می‌کند. رابطه (۳) این تئوری را کاربردی می‌کند:

$$U\left(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t}\right) = \frac{[C_t \left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)^\theta]^{1-\eta}}{1-\eta}, \quad \eta > 0, \eta \neq 1$$

$$= LnC_t + \theta Ln\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right), \quad \eta = 1 \quad (3)$$

در رابطه (۳)، پارامتر θ به ترتیب نشان دهنده تمایل به پس انداز و پارامتر η مربوط به تعریف تابع مطلوبیت (نرخ ترجیحات مصرف) می باشد.

این تابع $^{1-\eta} [C_t (\frac{W_{t+1}}{W_t})^\theta]$ نوعی تابع مطلوبیت مقعر است که بیانگر رابطه بین ترجیحات مصرف و پس انداز می باشد.

پارامترهای انحنای تابع مطلوبیت در یک مدل پویا علاوه بر ریسک گریزی و ترجیحات بین کالاها، میل به جانشینی مصرف در طول زمان را نیز نشان می‌دهد. اگر عامل تنزیل β را ثابت در نظر بگیریم، مصرف کننده مطلوبیت انتظاری طول عمر را با توجه به قید بودجه (۲) و ثروت اولیه W_0 حداکثر می‌کند.

$$\max_{\{C_t, \lambda_t\}_{t=0}^{\infty}} E \sum_{t=0}^{\infty} U(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t}) \quad (4)$$

حال به منظور انتخاب میان مصرف و پس انداز، منافع نهایی و هزینه نهایی بر حسب یک واحد افزایش در مصرف فعلی در نظر گرفته می‌شود؛ به طوری که با یک واحد افزایش در مصرف دوره حال، مصرف کننده مطلوبیت نهایی فعلی $EU_1(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t})$ را بدست می‌آورد و با افزایش مصرف حال، یک واحد پس انداز را از دست می‌دهد که می‌توانست بازده R_{t+1}^W را داشته باشد که این منجر به کاهش مصرف دوره بعدی می‌گردد.

با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت بدون لحاظ پس انداز، مصرف کننده با مساوی قراردادن هزینه نهایی و منافع ماکزیم مطلوبیت انتظاری را ماکزیم می‌کند و رابطه اوایلر (۵) به دست می‌آید:

$$U_1(C_t) = \beta EU_1(C_{t+1}) R_{t+1}^W \quad (5)$$

تابع مطلوبیتی که متغیر پس انداز به آن وارد شده است با دو نکته اساسی رو به رو می‌شود:

- مصرف بیشتر امروز، نرخ رشد ناخالص ثروت را به اندازه $\frac{R_{t+1}^W}{W_t}$ کاهش می‌دهد، که این امر منجر به زیان در مطلوبیت کنونی به علت افزایش در مصرف حال و کاهش پس انداز میگردد.
 - در دوره $t+1$ مصرف کاهش می‌یابد. به عبارتی نرخ رشد ناخالص ثروت در دوره $t+2$ کاهش می‌یابد. دلیل این امر این است که مصرف کننده کاهشی در مطلوبیت تنزیلی در دوره $t+1$ را دارد.
- مصرف کننده با برابر قرارداد منافع نهایی انتظاری و هزینه‌های نهایی انتظاری مقدار مصرف در دوره t را انتخاب می‌کند. با در نظر گرفتن این موضوع رابطه اوایلر براساس پس انداز به صورت رابطه (۶) حاصل می‌شود:

$$\begin{aligned} EU_1\left(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t}\right) - EU_2\left(C_t, \frac{W_{t+1}}{W_t}\right) \frac{R_{t+1}^W}{W_t} \\ = \beta EU_1\left(C_{t+1}, \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right) R_{t+1}^W - \beta EU_2\left(C_{t+1}, \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}}\right) \frac{R_{t+1}^W}{W_t} \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}} \end{aligned} \quad (6)$$

اگر تابع ارزش بصورت $v(w_t)$ باشد، رابطه بلمن بصورت (۷) خواهد بود.

$$v(w_t) = \max_{C_t, \lambda_t} EU \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) + \beta EV(W_{t+1}) \quad (7)$$

λ_t^h و λ_t^s سهم ثروت سرمایه‌گذاری شده در سهام و در سرمایه انسانی را نشان می‌دهد. در صورتی که انباشت ثروت بصورت $W_{t+1} = (W_t - C_t)R_{t+1}^W$ باشد. بازده ثروت میانگین وزنی بازده‌ها بر دارایی بدون ریسک، سهام و سرمایه انسانی برابر است با:

$$R_{t+1}^W = (1 - \lambda_t^s - \lambda_t^h)R_{t+1}^f + \lambda_t^s R_{t+1} + \lambda_t^h R_{t+1}^h \quad (8)$$

با ماکزیمم کردن معادله بلمن با لحاظ رابطه (۸) شرایط مرتبه اول حاصل می‌شود:

$$EU_1 \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) = EU_2 \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) \frac{R_{t+1}^W}{W_t} + \beta EV(W_{t+1}) R_{t+1}^W \quad (9)$$

و

$$E(R_{t+1} - R_{t+1}^f) \left[u_2 \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) \frac{1}{W_t} + \beta v(W_{t+1}) \right] = 0 \quad (10)$$

با دیفرانسیل گیری از رابطه (۷) به شرط W_t رابطه (۱۱) حاصل می‌شود:

$$V(W_t) = EU_2 \left(C_t^* \cdot \frac{W_{t+1}^*}{W_t^*} \right) \frac{C_t^*}{W_t^{*2}} R_{t+1}^W + \beta EV(W_{t+1}) R_{t+1}^W \quad (11)$$

با جانشینی رابطه (۱۱) در رابطه (۹) خواهیم داشت:

$$V(W_t) = EU_1 \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) - EU_2 \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) \frac{1}{W_t} \frac{W_{t+1}}{W_t} \quad (12)$$

با استفاده از رابطه (۹) می‌توان به رابطه اوایلر استخراج شده در رابطه (۶) رسید.

به منظور بررسی تقاضای سهم هر یک از دارایی‌ها به این موضوع پرداخته می‌شود که مصرف‌کننده سبد دارایی‌اش را تا جایی تعدیل می‌کند که بتواند مطلوبیت انتظاری‌اش را با انتقال ثروت از سهام به دارایی بدون ریسک، افزایش دهد. رابطه اوایلر در غیاب پس انداز به صورت (۱۳) است:

$$E(R_{t+1} - R_{t+1}^f) \left(C_{t+1} \cdot \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}} \right) = 0 \quad (13)$$

همچنین، با اضافه نمودن پس انداز رابطه اوایلر بصورت (۱۴) خواهد بود:

$$E(R_{t+1} - R_{t+1}^f) \left[U_2 \left(C_t \cdot \frac{W_{t+1}}{W_t} \right) + \beta U_1 \left(C_{t+1} \cdot \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}} \right) - \beta U_2 \left(C_{t+1} \cdot \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}} \right) \frac{1}{W_{t+1}} \frac{W_{t+2}}{W_{t+1}} \right] = 0 \quad (14)$$

هر چه سهم دارایی های ریسکی بیشتر شود، افزایش بازدهی به اندازه $R_{t+1}^f - R_{t+1}$ خواهیم داشت. افزایش بازده نیز سبب شدت گرفتن انباشت ثروت در دوره t و $t+1$ و انباشت ثروت نیز منجر به افزایش مطلوبیت دوره t می گردد. حال اگر رابطه (۱۴) با استفاده از رابطه (۳) بازنویسی شود، خواهیم داشت:

$$E(R_{t+1} - R_{t+1}^f) \left(\frac{w_{t+1}}{w_t} \right)^{\theta(1-\eta)} \left\{ \theta \frac{c_t}{w_t} \frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\eta} \left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}} \right)^{\theta(1-\eta)} \left(1 - \theta \frac{c_{t+1}}{w_{t+1}} \right) \right\} = 0 \quad (15)$$

۴- روش تحقیق

در این پژوهش مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر پس انداز با استفاده از معادلات اوایلر ارائه شده توسط دریر و همکاران (۲۰۱۳) در شش اقتصاد مختلف شامل ایالات متحده آمریکا، ایتالیا، آلمان، فرانسه، ایران و ترکیه برآورد شده است:

$$\frac{E \left(\frac{w_{t+1}}{w_t} \right)^{\theta(1-\eta)} \left[\theta \frac{c_t}{w_t} \frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\eta} \left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}} \right)^{\theta(1-\eta)} \left(1 - \theta \frac{c_{t+1}}{w_{t+1}} \right) \right] R_{t+1}}{E \left(\frac{w_{t+1}}{w_t} \right)^{\theta(1-\eta)}} = 1 \quad (16)$$

و

$$\frac{E \left(\frac{w_{t+1}}{w_t} \right)^{\theta(1-\eta)} \left[\theta \frac{c_t}{w_t} \frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\eta} \left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}} \right)^{\theta(1-\eta)} \left(1 - \theta \frac{c_{t+1}}{w_{t+1}} \right) \right] R_{t+1}^f}{E \left(\frac{w_{t+1}}{w_t} \right)^{\theta(1-\eta)}} = 1 \quad (17)$$

در معادلات (۱۶) و (۱۷)، w ثروت در دوره t ، c مصرف، R_{t+1} بازدهی پرتفوی بازار سهام و R_{t+1}^f بازدهی نرخ بدون ریسک اقتصاد می باشد. β پارامتر عامل تنزیل زمانی و θ تمایل به پس انداز را نشان میدهد. به پیروی از خیلستروم و میرمن^۱ (۱۹۷۴ و ۱۹۸۱) محاسبه ریسک گریزی نسبی ثابت را می توان به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\Gamma = 1 - (1 - \eta)(1 + \theta) \quad (18)$$

۵- روش جمع آوری داده ها

بازه زمانی داده های این پژوهش از سال ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۰ می باشد که به صورت زیر گردآوری شده است:

¹ Khilstrom and Mirman (1974,1981)

- **بازدهی سهام:** در این مطالعه پراکسی بازدهی سهام آمریکا داده های S&P500 می باشد و از شاخص اروپایی MSCI به عنوان معیار بازدهی سهام اروپا استفاده شده است. به منظور محاسبه بازده سهام ایران از رابطه (۱۹) استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad (19)$$

که در آن $R_{i,t}$ بازده سهام i در روز t ، $P_{i,t}$ و $P_{i,t-1}$ به ترتیب قیمت سهام i در ابتدا و انتهای ماه و $D_{i,t}$ سود نقدی هر سهم طی دوره t است. لازم به ذکر است منافع حاصل از افزایش در قالب پاداش سهام و حق تقدم، از دیگر اجزای بازده سهام محسوب می‌شود. بازده بازار نیز با استفاده از رابطه (۲۰) محاسبه می‌شود:

$$R_m = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}} \quad (20)$$

در رابطه بالا R_m بازدهی بازار، $TEPIX_t$ شاخص کل بورس تهران در روز t و $TEPIX_{t-1}$ شاخص کل بورس تهران در روز $t-1$ می‌باشد.

نرخ بازده بدون ریسک: برای تمامی کشورها به جز ایران با استفاده از نرخ بدون ریسک بلندمدت BIS¹ محاسبه می‌شود و در ایران معادل نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت (i) می‌باشد. که با استفاده از رابطه زیر برای هر فصل به دست می‌آید:

$$R_f = \left[\left(1 + \frac{i}{100} \right)^{\frac{1}{4}} - 1 \right] * 100 \quad (21)$$

- **ثروت:** داده های ثروت اروپا از سایت یورتست^۲، آمریکا از سایت بانک جهانی و ایران نیز از سایت مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است

- **حقوق و دستمزد:** داده های حقوق و دستمزد آمریکا از سایت وزارت بازرگانی ایالات متحده، اروپا از سایت یورتست و ایران نیز از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که در ادامه از شاخص قیمت مصرف کننده به منظور محاسبه مقادیر واقعی متغیرها استفاده می‌گردد.

۶- برآورد مدل و یافته ها

به منظور برآورد مدل در این مطالعه از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. همچنین لازم به ذکر است که براساس مطالعه دربر و همکاران (۲۰۱۳) محدودیت های منطقی زیر بر روی پارامترهای مدل اعمال می‌شود.

¹ Bank of International Settlement

² <https://ec.europa.eu/>

$$\theta = [0.01 \cdot 100]$$

$$\eta = [0.01 \cdot 100]$$

$$\beta = [0.9 \cdot 1]$$

در روش GMM بررسی ساکن پذیری متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ایستایی داده‌ها است. آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، با توجه به آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، فرضیه H_0 یعنی وجود ریشه واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها ایستا هستند.

مرحله بعد انتخاب متغیرهای ابزاری است و برای انتخاب آن باید به دو نکته مهم توجه کرد اول اینکه متغیر ابزاری بیشتر به معنی مطلوب تر بودن تخمین نیست و دومین مورد اینکه باید براساس توانایی شان در تخمین و تشخیص شرایط انتخاب شوند. زمانی یک متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد که اضافه کردن این متغیر اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد و زمانی از یک متغیر به عنوان متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد که شرایط زیر را ایجاد کند:

- اگر اضافه کردن متغیر ابزاری سبب ایجاد هم خطی بین متغیرهای ابزاری شود
 - سبب ایجاد خطا در مدل شود
 - شرایط تخمین مدل را بدتر کند و یا منجر به تخمین نتایج گوشه ای برای پارامترها شود
- جدول (۱) متغیرهای ابزاری استفاده در مدل این مطالعه را نشان می‌دهد:

جدول ۱- متغیرهای ابزاری مدل پژوهش

گزینه‌ها	بردار متغیرهای ابزاری
۱	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w\}$
۲	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, \frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w\}$
۳	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, R_t^g, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w\}$
۴	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, R_{t-1}^g, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w\}$
۵	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, \frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}, R_t^g, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w\}$
۶	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, R_t^g, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w, R_{t-1}^w\}$
۷	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, \frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}, R_{t-1}^g, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w\}$
۸	$z = \{k, \frac{C_t}{C_{t-1}}, \frac{C_{t-1}}{C_{t-2}}, R_{t-1}^g, \frac{y_t}{y_{t-1}}, R_t^w, R_{t-1}^w\}$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول فوق γ_t ابزار خارجی "حقوق و دستمزد" است که در برآوردهای دربر و همکاران (۲۰۱۳) استفاده شده است.

در جدول (۲) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب β معادله اوایلر در ایران با کشورهای منتخب ارایه شده است.

جدول ۲- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین ضریب β معادله اوایلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	0.999 (0.000)	0.998 (0.000)	0.994 (0.000)	0.998 (0.000)	0.991 (0.000)	0.987 (0.000)
۲	0.998 (0.000)	0.989 (0.000)	0.998 (0.000)	0.990 (0.000)	0.982 (0.000)	0.994 (0.000)
۳	0.999 (0.000)	0.990 (0.000)	0.996 (0.000)	0.990 (0.000)	0.921 (0.000)	0.981 (0.000)
۴	0.995 (0.000)	0.992 (0.000)	0.998 (0.000)	0.991 (0.000)	0.991 (0.000)	0.976 (0.000)
۵	0.989 (0.000)	0.995 (0.000)	0.981 (0.000)	0.985 (0.000)	0.951 (0.000)	0.964 (0.000)
۶	0.988 (0.000)	0.983 (0.000)	0.999 (0.000)	0.972 (0.000)	0.992 (0.000)	0.989 (0.000)
۷	0.999 (0.000)	0.981 (0.000)	0.999 (0.000)	0.981 (0.000)	0.986 (0.000)	0.988 (0.000)
۸	0.979 (0.000)	0.999 (0.000)	0.995 (0.000)	0.981 (0.000)	0.997 (0.000)	0.978 (0.000)

منبع: یافته های پژوهشگر

- نتایج برآورد β در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:
- ایران: β در تمامی گزینه ها (منظور بردار متغیرهای ابزاری که در جدول (۱) ارائه شده است) ارقامی کمتر از یک و با میانگین ۰.۹۹۳ دارد و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار است.
- ترکیه: β عددی کمتر از یک با میانگین ۰.۹۹۰ است و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار می باشد.
- ایالات متحده: عامل تنزیل زمانی (β) برای دوره زمانی مورد نظر کمتر از یک و با میانگین ۰.۹۹۴ می باشد و همچنین در سطح ۱٪ معنی دار است.
- آلمان: β محاسبه شده کمتر از یک و در سطح معنی داری ۱٪ معنادار است.
- فرانسه: در فرانسه کمتر از یک (به طور متوسط ۰.۹۸۹) و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار است.
- ایتالیا: همانند نتایج به دست آمده برای دیگر کشورهای مورد بررسی، β در ایتالیا نیز عددی کمتر از یک (به طور متوسط ۰.۹۸۶) و در سطح معنی داری ۱٪ معنی دار است.

- همانطور که از نتایج بالا مشخص می‌شود میانگین عامل تنزیل تصادفی در ایران و سایر کشورهای منتخب عددی بین ۰.۹ و یک و معنی دار می‌باشد.
- در جدول (۳) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب η معادله اوپلر در ایران با کشورهای منتخب آمده است.

جدول ۳- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین ضریب η معادله اوپلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	3.336 (0.001)	۳.۰۲۳ (۰.۰۰۱)	2.967 (0.209)	2.327 (0.004)	4.017 (0.211)	2.120 (0.004)
۲	2.956 (0.002)	۲.۸۴۶ (۰.۱۴۶)	0.106 (0.545)	3.951 (0.003)	5.633 (0.020)	2.470 (0.006)
۳	2.632 (0.201)	۱.۰۰۳ (۰.۰۰۴)	8.450 (0.000)	1.230 (0.417)	2.014 (0.541)	2.010 (0.191)
۴	4.261 (0.003)	۳.۲۹۴ (۰.۰۲۳)	1.066 (0.001)	4.217 (0.021)	3.730 (0.043)	0.040 (0.012)
۵	3.669 (0.005)	۳.۱۹۴ (۰.۰۴۶)	7.322 (0.000)	3.914 (0.031)	1.330 (0.011)	1.986 (0.002)
۶	1.682 (0.026)	۲.۶۸۴ (۰.۱۲۹)	8.921 (0.001)	1.117 (0.005)	3.052 (0.011)	3.240 (0.003)
۷	2.699 (0.036)	۲.۱۹۷ (۰.۰۰۸)	4.510 (0.007)	3.214 (0.030)	6.340 (0.043)	2.026 (0.001)
۸	3.316 (0.261)	۱.۹۶۶ (۰.۲۰۶)	4.214 (0.002)	2.310 (0.010)	6.330 (0.092)	4.021 (0.003)

منبع: یافته های پژوهشگر

- نتایج برآورد η در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می‌باشد:
- ایران: η برای گزینه ۱، ۲، ۴ و ۵ (منظور بردار متغیرهای ابزاری ۱، ۲، ۴ و ۵ که در جدول (۱) ارائه شده است) در سطح معنی داری ۱٪ و برای گزینه ۶ و ۷ در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار است و دارای میانگین ۳.۰۶۸ می‌باشد.
- ترکیه: نرخ ترجیحات مصرف برای گزینه‌های ۱، ۳ و ۷ در سطح معنی داری ۱٪ و برای گزینه های ۴ و ۵ در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار است. لازم به ذکر است که η با میانگین ۲.۵۳ دارای معنی داری ضعیفی است.

- ایالات متحده: در سطح معنی داری ۱٪ برای بیشتر برآوردها با میانگین ۶.۰۶ معنی دار است. (با توجه به گزینه‌ها)
 - آلمان: نرخ ترجیحات مصرف در مورد کشور آلمان برای بیشتر گزینه‌ها در سطح معنی داری ۱٪ (گزینه‌های ۱، ۲، ۶) و در برخی موارد (گزینه ۵ و ۷) در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار است و میانگین آن نیز ۲.۸۰۵ می‌باشد.
 - فرانسه: برای گزینه‌های ۲، ۴، ۵، ۶، ۷ در سطح معنی داری ۵٪ و برای گزینه ۸ در سطح معنی داری ۱۰٪ معنی دار است. لازم به ذکر است که معنی داری ۱۱ با میانگین ۴.۸۵۰ نسبت به سایر کشورها کمتر و ضعیف تر است.
 - ایتالیا: ۱۱ نیز در بیشتر موارد (غیر از گزینه ۳) معنی دار و دارای میانگین ۲.۶۴۷ است.
- در جدول (۴) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب θ معادله اوایلر در ایران با کشورهای منتخب آمده است.

جدول ۴- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین ضریب θ معادله اوایلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	4.666 (0.366)	۱.۹۵۵ (۰.۳۰۲)	0.113 (0.324)	1.251 (0.215)	0.926 (0.032)	1.056 (0.114)
۲	0.666 (0.259)	۲.۲۵۱ (۰.۰۲۱)	1.028 (0.150)	1.651 (0.317)	0.906 (0.142)	1.231 (0.009)
۳	1.336 (0.092)	۱.۸۴۶ (۰.۰۰۶)	0.291 (0.453)	2.021 (0.080)	1.212 (0.001)	1.971 (0.121)
۴	1.856 (0.006)	۰.۶۰۵ (۰.۰۰۷)	0.288 (0.088)	0.401 (0.173)	0.790 (0.061)	2.786 (0.081)
۵	2.394 (0.146)	۰.۹۱۸ (۰.۰۰۴)	0.375 (0.025)	1.917 (0.091)	0.845 (0.041)	0.415 (0.006)
۶	1.066 (0.103)	۱.۵۰۹ (۰.۲۱۱)	0.485 (0.022)	2.140 (0.060)	1.690 (0.002)	1.640 (0.091)
۷	2.109 (0.092)	۲.۰۶۱ (۰.۰۶۲)	0.252 (0.090)	2.591 (0.084)	1.022 (0.124)	1.941 (0.050)
۸	3.201 (0.060)	۱.۵۶۲ (۰.۰۴۶)	0.487 (0.006)	1.870 (0.051)	0.834 (0.081)	0.615 (0.061)

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج برآورد θ در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:

- ایران: θ با میانگین ۲.۱۶۲ برای کشور ایران بوده و ضرایب گزینه ها ۳.۴۰۷۸ معنادار است و ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت ۷.۱۳ می باشد.
- ترکیه: θ با میانگین ۱.۵۸ برای کشور ترکیه معنی دار است همچنین با برآورد معادله (۱۸) برای کشور ترکیه، ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت برای این کشور ۴.۷۷ است.
- ایالات متحده: ترجیحات پس انداز معنی داری ضعیف‌تری دارد و میانگین آن ۰.۴۸۷ می باشد. در مطالعه دربر و همکاران (۲۰۱۳) این عدد برابر ۰.۳ است که همانند مطالعه حاضر عدد پایینی است. با این وجود از لحاظ آماری و اقتصادی عدد پایینی است و تایید کننده این است که آمریکایی‌هایی تمایل زیادی برای پس‌انداز ندارند. با تخمین معادله (۱۸) برای پارامتر ریسک گریزی نسبی ثابت عدد ۷.۷۵ به دست می‌آید که تا حدودی از عدد به دست آمده مطالعه دربر و همکاران (۲۰۱۳) (۱۰.۵) کمتر است.
- آلمان: ترجیحات پس انداز در بیشتر گزینه ها (۵، ۳، ۶، ۷ و ۸) معنی دار است اما این معنی داری ضعیف است (سطح ۱۰٪) و میانگین ضریب ترجیحات پس انداز ۰.۱۹۰۳ می‌باشد. این نتیجه تاییدی بر فرضیات مطالعه مبنی بر بیشتر بودن ترجیحات پس انداز در آلمان نسبت به ایالات متحده است. با تخمین معادله (۱۸) برای پارامتر ریسک گریزی نسبی ثابت عدد ۶.۲۴۱ به دست می‌آید و نشان دهنده این است که ریسک گریزی پایین‌تر برای تعدیل صرف سهام در آلمان ضروری است.
- فرانسه: θ نیز با میانگین ۱.۰۲۸ برای فرانسه ضریب معنی داری (برای گزینه های ۱، ۳، ۵، ۴، ۶، ۸) است. براساس نتایج، نرخ پس انداز در فرانسه نسبت به ایالات متحده آمریکا بیشتر است و نسبت به آلمان کمتر است. با این وجود، ضریب ریسک گریزی ثابت نسبی ۸.۸۰۸ که حتی از ایالات متحده آمریکا بیشتر است و این نتیجه حاصل می‌شود که اگرچه خانوارهای فرانسوی نسبت به آمریکایی‌ها تمایل بیشتری به پس انداز دارند، این برای کاهش سطح ریسک گریزی نسبی آنها مانند سایر کشورها کافی نیست.
- ایتالیا: ترجیحات پس انداز در بیشتر موارد معنادار است به طوری گزینه ۲ و ۵ در سطح معنی داری ۱٪ و گزینه‌های ۴، ۶، ۷ و ۸ در سطح معنی داری ۱۰٪ معنی دار و دارای میانگین ۱.۴۰۹ است. همچنین این نتیجه استنباط می‌شود که نرخ پس انداز در ایتالیا بیشتر از آمریکا است. در این مورد ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت (رابطه ۱۸) برابر با ۴.۹۶۹ است و نشان دهنده این است که ایتالیا همانند آلمان در مقایسه با ایالات متحده به ریسک گریزی کمتری نیاز دارد تا صرف سهام را تا تعدیل کند.

در جدول (۵) جهت مقایسه تطبیقی، نتایج تخمین ضریب j -test معادله اوپلر در ایران با کشورهای منتخب آمده است.

جدول ۵- مقایسه تطبیقی نتایج تخمین z-test معادله اوایلر در ایران با کشورهای منتخب

گزینه ها	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
۱	۰.۲۴	۰.۰۹	۰.۳۱	۰.۲۹	۰.۴۴	۰.۱۷
۲	۰.۰۸	۰.۲۱	۰.۳۵	۰.۲۱	۰.۲۱	۰.۲۳
۳	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۳۱	۰.۰۹	۰.۰۶	۰.۳۴
۴	۰.۰۶	۰.۲۳	۰.۰۵	۰.۰۸	۰.۳۲	۰.۰۲
۵	۰.۰۷	۰.۱۹	۰.۴۱	۰.۳۱	۰.۰۹	۰.۰۸
۶	۰.۴۱	۰.۰۷	۰.۳۲	۰.۲۵	۰.۴۱	۰.۴۱
۷	۰.۲۱	۰.۳۵	۰.۲۹	۰.۴۱	۰.۱۹	۰.۳۳
۸	۰.۲۸	۰.۱۳	۰.۴۳	۰.۳۰	۰.۵۲	۰.۲۵

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج برآورد z-test در ایران و سایر کشورهای منتخب این مطالعه به شرح زیر می باشد:

- برای کشور ایران نشان می دهد که تخمین های ۲، ۴ و ۵ با استفاده از آزمون J در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می شود.
 - ترکیه: گزینه ۶ با استفاده از آزمون J در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می شود.
 - آمریکا: گزینه چهارم توسط آزمون محدودیت های بیش از حد شناسایی شده (J-test) در سطح معنی داری ۱۰٪ رد شده است.
 - آلمان: براساس نتایج جدول، برآورد سوم و چهارم (منظور بردار متغیر ابزاری سوم و چهارم که در جدول (۱) ارائه شده است) توسط آزمون محدودیت های بیش از حد شناسایی شده (J test) در سطح معنی داری ۱۰٪ رد شده است.
 - فرانسه: برآورد گزینه های ۳ و ۵ با استفاده از آزمون J در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می شود.
 - ایتالیا: با استفاده از آزمون J برآورد گزینه های چهارم و پنجم در سطح معنی داری ۱۰٪ رد می شود.
- خلاصه ای از برآوردهای انجام شده در این مطالعه در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶: خلاصه برآوردها

میانگین	ایران	ترکیه	ایالات متحده آمریکا	آلمان	فرانسه	ایتالیا
β	۰.۹۹۳	۰.۹۹۰	۰.۹۹۴	۰.۹۸۴	۰.۹۸۹	۰.۹۸۶
η	۳.۰۶۸	۲.۵۳	۶.۰۶۳	۲.۸۰۵	۴.۸۵۰	۲.۶۴۷
θ	۲.۱۶۱۷	۱.۵۸	۰.۳۳۳	۱.۹۰۳	۱.۰۲۸	۱.۴۰۹
Γ	۷.۱۳	۴.۷۷	۷.۷۵۳	۶.۲۴۱	۸.۸۰۸	۴.۹۶۹

منبع: یافته های پژوهشگر

۷- نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی ترجیحات پس انداز در کشورهای منتخب براساس مدل قیمت‌گذاری دارای مبتنی بر پس انداز ارائه شده توسط دربر و همکاران (۲۰۱۳) برای دوزه زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۴۰۰ می‌پردازد. مشاهده می‌شود که مدل به کار برده شده برای تمامی کشورها مناسب است. براساس یافته‌های مطالعه، این نتیجه حاصل می‌شود که مدل می‌تواند تناقض صرف سهام مبنی بر پس انداز پایین مردم در بازار آمریکا را توضیح دهد. در این مورد فرض شد که تئوری مبتنی بر پس انداز نشان می‌دهد ترجیحات پس انداز در کشورهایی که مردم به طور سنتی بیشتر پس انداز می‌کنند، بالاتر است. بنابراین، این ترجیحات پس انداز بالاتر باید با ضریب ریسک‌گریزی نسبی پایین تری همراه باشد به طوری که پس انداز باید سطح ریسک خانوار را کاهش دهد.

نتایج به دست آمده برای ایالات متحده آمریکا همانند مطالعه دربر و همکاران (۲۰۱۳) است و نشان می‌دهد که پس انداز خانوارهای آمریکایی کم است اما این ضریب معنی دار است.

همچنین، نتایج گویای آن است که نرخ پس انداز در ایران از آلمان هم بیشتر است. و مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت ایران، نشان می‌دهد که در مقایسه با فرانسه و ایالات متحده به ریسک‌گریزی کمتری نیاز دارد تا صرف سهام را تعدیل کند. براساس نتایج، نرخ پس انداز در کشور ترکیه از آلمان و ایران کمتر و نزدیک به کشور ایتالیا است. البته نرخ پس انداز در این کشور نسبت به کشور ایتالیا، فرانسه و ایالات متحده بیشتر است. همچنین برای کشور ترکیه ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت عددی نزدیک به عدد به دست آمده برای کشور ایتالیا است و نشان دهنده این است که این کشور به منظور تعدیل صرف سهام به ریسک‌گریزی کمتری نیاز دارد. در مورد کشورها شامل آلمان، ایتالیا، فرانسه، ترکیه و ایران ترجیحات به دست آمده برای پس انداز بیش از انتظار است. لازم به ذکر است که ضریب ریسک‌گریزی نسبی پایینی مورد نیاز است تا صرف سهام را در این کشورها توضیح دهد. که این مورد نتیجه ترجیحات بالای پس انداز است. به عنوان مثال، اگرچه خانوارهای فرانسوی ترجیحات بالاتری نسبت به ایالات متحده آمریکا برای پس انداز دارند نتایج نشان می‌دهد که در این مورد ضریب ریسک‌گریزی نسبی بالاتری مورد نیاز است.

با توجه به برآوردهای انجام شده در این مطالعه کشور ایران نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه در دوره زمانی در نظر گرفته شده ترجیحات پس انداز بالاتری و ایالات متحده آمریکا ترجیحات پس انداز پایین‌تری را نشان می‌دهد.

فهرست منابع

- اکبرپور، سعید. "بررسی عوامل کلان اقتصادی موثر بر نرخ پس انداز خانوارهای شهری: رهیافت رگرسیون کوانتایل". فصلنامه راهبرد توسعه، ۷، ۲، (۱۴۰۰)، ۴۴-۶۷
- فرمان‌آرا، وحید. کمیجانی، اکبر. فرزین‌وش، اسداله و غفاری، فرهاد. "نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه)". فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳، ۴۷ (۱۳۹۸)، ۱۳-۳۷

- محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمد نبی، روشن، رضا. "تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مصرف براساس تابع ترجیحات مارشالی". فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۲۵.۴ (۱۳۹۵)
- علیزاده، صدیقه، شهیکی تاش، محمد نبی، روشن، رضا. "استفاده از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش به عنوان ژراکسی برای هزینه معاملاتی در تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف". فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۴۴ (۱۳۹۹) ۲۲۷-۲۵۶
- علیزاده، صدیقه، شهیکی تاش، محمد نبی، روشن، رضا. "مقاسه تطبیقی الگوهای قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران (رویکرد رگرسیون دو مرحله ای فاما و مکیت)". فصلنامه اقتصاد مالی. ۵۰.۱۴ (۱۳۹۹) ۶۳-۹۸
- کیامهر، علی، جنانی، محمد حسن، همت فر، محمود. "تبیین نقش ناهنجاریهای بازار سهام در قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای". فصلنامه اقتصاد مالی. ۱۴، ۵۳ (۱۳۹۹) ۱۹۳-۲۱۲
- Rocher, Stijn. Stierle, Michael. "Household saving rates in the EU. Why do they differ so much?". *European Economy*, (2015)
- Ross, Harvey. "Comparison of household saving ratios: Euro area/ United States/ Japan". *Organisation for Economic Co-operation and Development*, (2004), 8
- Kolmakov, Aleksander, Lokhtina, Tatiana and Kulesh, Mariano. "Changes in Household Saving and Borrowing Behavior during the Economic Crisis. IOP Conference Series. Earth and Environmental Science", (2020) 751(1). <http://dx.doi.org/10.1088/1755-1315/751/1/012150>
- Dreyer, Johannes, Schneider, Johannes and Smith, William, " Saving-based asset pricing. *Journal of Banking and Finance*" (2013). 37, 3704-3715.
- Dreyer, Johannes. Kabderian, Schneider, Johannes. and Smith, William. "Saving-Based Asset Pricing and Leisure", *Annals of Economics and Finance*, (2020) 21-2, 507-526.
- Edwards, Sebastian. "Why Are Saving Rates So Different Across Countries? An International Comparative Analysis", *NBER Working Paper Series*, (1995). 5097
- Iscan, Talan. " Productivity growth and the U.S. saving rate". *Economic Modelling*, (2011). 28. 501-514.

**Investigating savings preferences in selected countries
based on savings-based asset pricing Model**

Sedighe Alizadeh¹
Mohammad nabi Shahiki Tash²

Received: 25/ March /2025 Accepted: 31/ May /2025

Abstract

Capital asset pricing models are common methods of asset pricing, and one of these models is the savings-based asset pricing model (SAPM). In this study, the asset pricing model based on savings is estimated using the GMM method for the countries of Iran, Turkey, the United States of America, Germany, Italy, and France from 1995 to 2020. The purpose of this study is to investigate savings preferences in different countries based on the pricing model based on savings in selected countries and also to compare the amount of savings in these countries. The results of the study show that the SAPM model explains the expected return of stocks in all the investigated countries and is meaningful. Also, with the help of the model, it was concluded that between Iran and Turkey, the savings rate in Iran is higher than in Turkey, and among the countries of America, Germany, Italy, and France, the highest savings rate is related to Germany and the lowest rate is related to America. According to the estimates of this study, compared to other countries studied in the considered period, Iran shows higher savings preferences and the United States of America shows lower savings preferences.

Keywords: Capital asset pricing model based on savings, expected stock returns, savings rate

JEL classification: O16, G12, R53

¹ Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran. sedighe.alizadeh14@gmail.com

² Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran. (Author and Responsible) .mohammad_tash@eco.usb.ac.ir