بررسی نقش ترازهای واقعی پول در تابع ترجیحات خانوار با چار چوب تعدیل شده مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (M-CCAPM): مطالعه موردی ایران

رضا روشن[1]

تاریخ دریافت ۹۷/۹/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۸

چکیده

در این مقاله به بررسی نقش ترازهای واقعی پول در تابع ترجیحات خانوار با چار چوب تعدیل‌شده مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (M-CCAPM) پرداخته شده است. از این رو، متغیر رشد ترازهای واقعی پولی به عنوان یک عامل ریسک در تابع مطلوبیت خانوار وارد گردیده و از دو شکل تابع مطلوبیت با ترجیحات ریسک‌گریزی نسبی ثابت و ترجیحات بازگشتی استفاده شده است به گونه‌ای که، متغیرهای حجم پول (M1) و حجم نقدینگی (مجموع پول و شبه پول)، (M2) به عنوان ورودی در تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده است. پس از تخمین سیستم‌های معادلات اولر استخراجی با روش گشتاورهای تعمیم یافته، با استفاده از معیارهای HJ، MAE و MSE به انتخاب مناسب‌ترین مدل برآورد کننده سهم متغیر تراز واقعی پولی پرداخته شد. معیارهای مذکور نشان می‌دهند که در بین مدل‌های متعدد حاوی متغیر ترازهای واقعی پول، مدل با ورودی حجم نقدینگی (M2) و ترجیحات با ریسک‌گریزی نسبی ثابت، مناسب‌ترین مدل می‌باشد. نتایج پژوهش، بیانگر آن است که سهم تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی از نظر آماری معنادار بوده و اندازه آن حدوداً ۳۴ درصد می‌باشد. بنابراین با توجه به سهم متغیر پولی در تابع مطلوبیت که نسبتاً قابل ملاحظه است، بر ورود آن به توابع مطلوبیت استفاده شده در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در پژوهش‌های مختلف، تاکید می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها سرمایه‌ای بر پایه مصرف، تراز واقعی پول، حجم نقدینگی، معادلات اولر، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: G12, E50, E3, C52.

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه خلیج فارس، بوشهر (نویسنده مسئول) Email:re.roshan@pgu.ac.ir

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

۱. مقدمه

به تبعیت از کار کلاسیک مرتن[1] (۱۹۷۱)، اغلب مقالاتی که پس از وی به مطالعه در مورد تصمیمات پرتفو-مصرف پرداختند، به نقش پول چندان توجهی نکردند. اما، همانطور که آپستفلد و روگف[2] (۱۹۹۶) بیان کرده اند، بسیاری از سئوالات حیطه اقتصاد مالی مرتبط با ترازهای پولی است. به همین دلیل، محققین مختلف چندین راه برای ورود پول و بکارگیری نقش آن در مدلسازی‌های مختلف پیشنهاد و آزمون کرده‌اند. یکی از این راه‌ها که تمرکز پژوهش حاضر نیز بر آن است، ورود پول به تابع مطلوبیت می‌باشد که می‌توان از این ایده به عنوان مدلسازی ترجیحات مبتنی بر پول و نقدینگی یاد کرد که می‌توان نقطه شروع آن را کارهای سیدروسکی[3] (۱۹۶۷) و بروک[4] (۱۹۷۴) دانست. در واقع، لوکاس[5] (۱۹۷۸) و بریدن[6] (۱۹۷۹) اولین کسانی بودند که مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بر پایه مصرف (CCAPM[7]) را مطرح کردند که یک چارچوب تئوریکی را برای همبستگی بین بازدهی دارایی‌ها فراهم می‌نمود. بر طبق CCAPM، دارایی هایی که همبستگی مثبت با رشد مصرف دارند (به عبارتی، همبستگی منفی با مطلوبیت نهایی مصرف دارند)، کمتر جذاب می‌باشند. بنابراین نگهداری چنین دارایی هایی در زمان هایی که مصرف پایین بوده (که به تبع آن مطلوبیت نهایی مصرف بالاست) مطلوب نمی‌باشد؛ از این رو در چنین وضعیتی[8]، سرمایه گذاران ریسک گریز فقط در صورتی حاضر به نگهداری چنین دارایی هایی هستند که پاداش ریسک[9] نگهداری آنها از نرخ بهره دارایی بدون ریسک[10] بیشتر باشد (لیو و مایو[11]، ۲۰۱۴). مطالعات تجربی که مبتنی بر مدل

1. Merton
2. Obstfeld and Rogoff
3. Sidrauski
4. Brock
5. lucas
6. Breeden
7. Consumption Asset Pricing Model
8. bad states
9. risk premium
10. risk-free rate
11. Lioui and Maio

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

استاندارد CCAPM و برپایه مطلوبیت توانی برای تبیین بازدهی دارایی‌ها و همچنین قیمت‌گذاری بازدهی بازار صورت گرفته است، ضعیف بودن عملکرد این مدل پایه را در برازش‌های مختلف، نشان می‌دهد که این موضوع را می‌توان در مطالعات مهرا و پرسکات[1] (۱۹۸۵)، لتوا و لودویگسون[2] (۲۰۰۱)، یوگو[3] (۲۰۰۶)، و کوکران[4] (۲۰۰۸) مشاهده نمود. هدف محوری در مقاله حاضر این است که با استفاده از ورود متغیر تراز پولی به تابع مطلوبیت مصرف کننده نوعی و استفاده از ترجیحات مختلف در تابع مطلوبیت، ضمن توسعه مدل استاندارد CCAPM، سهم تراز واقعی پول در تابع ترجیحات خانوارها مشخص شود. از این رو به منظور ارزیابی نقش پول در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها در قالب یک معادله اولر، ابتدا با ورود متغیر پولی در تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت و حل مسئله حداکثرسازی مصرف کننده نوعی، عامل تنزیل تصادفی[5] (SDF) حاوی متغیرهای مصرف و تراز واقعی پول را بدست آورده و معادله اولر نظیر آن را استخراج می‌شود؛ سپس، با استفاده از ترجیحات بازگشتی اپستین و زین (۱۹۹۱) در تابع مطلوبیت و ورود متغیر تراز پولی در آن، به حل مسئله مصرف کننده نوعی در این حالت پرداخته و ضمن تعیین عامل تنزیل تصادفی برای این مسئله، معادله اولر آن نیز استخراج می‌گردد.

از آنجایی که هدف اصلی پژوهش حاضر، برآورد سهم متغیر تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی است؛ لذا برای این منظور در بخش بررسی تجربی، از سیستم معادلات اولر استخراجی و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM[6])، و داده‌های اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۱-۱۳۹۵استفاده شده است. شایان ذکر است که در این پژوهش، برای متغیر تراز واقعی پول از دو متغیر حجم پول (مجموع اسکناس و مسکوکات در دست مردم

1. Mehra and Prescott
2. Lettau and Ludvigson
3. Yogo
4. Cochrane
5. Stochastic Discount Factor
6. Generalized method of moments

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

و سپرده‌های دیداری) (M1) و حجم نقدینگی (مجموع حجم پول و شبه پول) (M2) در هر دو مدل به طور جداگانه استفاده شده است. در نهایت، برای تعیین بهترین مدل در بین مدل‌های مختلف از معیارهای HJ[1]، MAE[2] و MSE[3] استفاده می‌شود. شایان ذکر است که نوآوری مقاله حاضر نسبت به مطالعات پیشین که در داخل کشور انجام شده، در این است که اولاً، با ورود متغیر پولی در تابع ترجیحات خانوار، مدل CCAPM را توسعه داده به گونه‌ای که بتوان متغیر ترازواقعی پول را در تابع ترجیحات خانوارها وارد کرد؛ ثانیاً، از دو نوع ترجیحات با ریسک گریزی نسبی ثابت و ترجیحات بازگشتی در تابع مطلوبیت خانوارها استفاده شده و سهم تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی در دو حالت برآورد شده است به گونه‌ای که در حالت نخست، از حجم پول (M1) و در حالت دوم از حجم نقدینگی (M2) به عنوان متغیر تراز واقعی پول استفاده شده است. ثالثاً، در این پژوهش، سیستم معادلات شامل بازده دارایی‌های مختلف مانند نرخ ارز، نرخ بهره بانکی، بازده سهام و .. استفاده شده، ولی در پژوهش‌های پیشین که در کشور انجام شده است، فقط از نرخ بهره بانکی در یک تک معادله استفاده گردیده و از سایر متغیرهای مالی صرفا به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده شده است. فرآیند مدلسازی در بخش بیان مدل تحقیق خواهد آمد. همچنین، برآورد ضرایب مربوط به سهم تراز واقعی پول برای تابع ترجیحات خانوارهای ایرانی، با استفاده از معادلات اولر استخراجی از فرآیند حداکثر سازی تابع مطلوبیت و بکارگیری رهیافت GMM، در قسمت بررسی تجربی ارایه خواهد شد.

در ادامه، ساختار مقاله بدین گونه است که در بخش دوم، ادبیات و مطالعات انجام شده در زمینه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها برپایه مصرف و توسعه و تکمیل این مدل‌ها با تاکید بر تراز واقعی پولی مرور می‌شود. در بخش سوم، مبانی نظری و مدل‌های دوگانه‌ی استفاده شده در پژوهش (که در بردارنده‌ی ترجیحات مختلف به همراه تراز واقعی پول است)، ارایه می گردد. در بخش چهارم نیز، ضمن معرفی متغیرها و داده‌های پژوهش، به

1. Hansen–Jagannathan
2. Mean Absolute Errors
3. Mean Sum Squared Errors

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

کمک معادلات اولر استخراجی به تخمین سهم تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی پرداخته خواهد شد. در بخش انتهایی نیز نتایج و پیشنهادها ارایه می‌گردد.

۲. چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

به دنبال معمای صرف سهام[1] که توسط مهرا و پرسکات مطرح شد، کارهای تجربی زیادی برای حل و توجیه آن صورت گرفته است، اما شواهد بیانگر آن است که معادلات اولر متناظر با مدل پایه‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌ها (CAPM) که بر اساس تابع مطلوبیت توانی بود، نتوانسته است چگونگی بازدهی‌های دارایی‌ها را به درستی توجیه نماید (برای مثال: کوچرلاکوتا و پیستافری[2] (۲۰۰۹)، لتوا و لودویگسون (۲۰۰۹)، و ساواو[3] (۲۰۱۱)). بعلاوه، رشد ادبیات مربوطه بیانگر آن است که نسخه خطی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر پایه مصرف که با CCAPM نشان داده می‌شود، نتوانسته است میانگین بازدهی دارایی‌ها را توضیح دهد (مطالعات نمونه در این زمینه عبارتند از: پارکر و ژولیارد[4] ۲۰۰۵؛ یوگو ۲۰۰۶، لیوی و مایو[5] ۲۰۱۴). اما به دنبال ناکامی‌های مدل پایه، محققان مختلف سعی کردند که علاوه بر متغیر رشد مصرف، با اضافه کردن متغیرهای کلان دیگری (به عنوان عوامل ریسکی) به تابع مطلوبیت مصرف‌کننده نوعی، درصدد توسعه و تکمیل مدل پایه برآیند. در این مورد نیز می‌توان به مطالعات لوستیگ و ون نیووربرگ[6] (۲۰۰۵)، یوگو (۲۰۰۶)، گومز، کوگان و یوگو[7] (۲۰۰۹)، گو و هوانگ[8] (۲۰۱۳)، لیو و مایو (۲۰۱۴)، لیو، لئو و ژاو[9] (۲۰۱۶) اشاره کرد. از سوی دیگر گروهی از محققان نیز با بکارگیری معیارهای مختلف

1. Equity Premium Puzzle
2. Kocherlakota and Pistaferri
3. Savov
4. Parker and Julliard
5. Lioui and Maio
6. Lustig and Van Nieuwerburgh
7. Gomes, Kogan, and Yogo
8. Gu, L., and D. Huang
9. Liu, Luo, and Zhao

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

جایگزین برای رشد مصرف در تابع مطلوبیت، به بررسی عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با این متغیرهای جایگزین پرداخته‌اند. در این زمینه نیز می‌توان به مطالعات پارکر و ژولیارد (۲۰۰۵)، جاگاناتان و ونگ[1] (۲۰۰۷) و ساواو (۲۰۱۱)، ژانگ[2] (۲۰۱۷) اشاره کرد.

می‌توان بیان داشت که در بین کارهای تجربی انجام شده برای تکمیل و ارتقاء عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، توجه اندکی به نقش ورود ترازهای واقعی پول در توابع مختلف ترجیحات استفاده شده در چارچوب CCAPM شده است. از این رو، مطالعه حاضر درصدد است تا این خلأ را پر نموده و با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، به نقش تراز واقعی پولی و سهم آن در تابع مطلوبیت خانوار در چارچوب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بپردازد. به همین منظور در ادامه، برخی از مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است، مرور می‌گردد.

بالورز و هوآنگ[3] (۲۰۰۹) به بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در یک اقتصاد پولی پرداختند به طوری که فرض نمودند که عاملان اقتصادی برای کاهش هزینه‌های انتقال، به نگهداری دارایی‌های نقد مبادرت می‌ورزند. آنان مدل قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای (CAPM) را به گونه‌ای توسعه داده‌اند که رشد پول واقعی به عنوان یک عامل تعیین کننده بازدهی را نیز وارد مدلسازی خود نموده و از هزینه‌های انتقال[4] پول نیز در قید بودجه استفاده کرده‌اند. آنان از داده‌های فصلی ایالات متحده و طی دوره ۱۳۵۹-۲۰۰۴ استفاده کرده و برای متغیر پولی نیز از سری زمانی M2 بهره جسته‌اند. نتایج بیانگر آن است که ورود متغیر پولی در مدل، باعث افزایش کارآیی مدل سه عاملی فاما و فرنچ[5] می‌گردد.

1. Gannathan and Wang
2. Zhang
3. Balvers, and Huang
4. Transaction Costs
5. Fama and French

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

گو و هوانگ[1] (۲۰۱۳) در مطالعه خود از کار یوگو (۲۰۰۶) نبعیت نموده با این تفاوت که به جای استفاده از مصرف کالاهای غیر بادوام در تابع مطلوبیت جدایی ناپذیر ارایه شده توسط اپستین و زین (۱۹۸۹) و و ویل[2] (۱۹۹۰)، از پول استفاده کرده و به بررسی تاثیر پول روی قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداخته‌اند. در واقع در مدل یوگو، مصرف کالاهای بادوام و کالاهای غیربادوام جانشین هم بوده ولی در مطالعه گو و هوانگ، مصرف کالاهای غیربادوام و پول مکمل هم هستند. یافته‌های پژوهش آنان گویای آن است که عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها با عامل تنزیل تصادفی حاوی متغیرهای پولی و رشد مصرف از مدل پایه بهتر بوده و پرتفوهایی که دارایی‌های آنها با پول همبستگی مثبت دارند، متوسط نرخ بازدهی آنها کمتر و در نتیجه دارای ریسک کمتری نیز می‌باشند

لیو و مایو (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی نقش نرخ‌های بهره برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از استخراج عامل تنزیل تصادفی در یک اقتصاد پولی پرداخته‌اند. آنان از یک تابع مطلوبیت بازگشتی به سبک تابع اپستن و زین در کار خود استفاده کرده و از نرخ بهره به عنوان هزینه فرصت پول یاد کرده و در کنار مصرف، از پول نیز در این تابع بهره جسته‌اند. یافته‌های آنان گویای آن است که عملکرد مدل با در نظر گرفتن متغیر پولی از عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر پایه مصرف به طور معنا داری بهتر است.

آدگبوی[3] (۲۰۱۷) مدل تعدیل یافته قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را برای اقتصاد نیجریه استفاده نموده که برای این منظور از داده‌های بازار سهام برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۶ استفاده کرده است. وی در پژوهش خود متغیر عرضه پول به عنوان نقدینگی را وارد نموده است. نتایج پژوهش حاکی از عملکرد بهتر مدل نسبت به مدل CCAPM و بدون ورود متغیر پولی بوده است.

1. Gu, L., and D. Huang
2. Weil
3. Adegboye Abidemi

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

میرالس کویرس[1] و دیگران (۲۰۱۷) به بررسی نقش نقدینگی در بازار سرمایه کشور پرتغال در قالب الگوی CAPM برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۸پرداخته‌اند.آنان در ابتدا به یادآوری محدودیت‌های مدل قیمت‌گذاری پایه برای توضیح بازدهی دارایی‌ها پرداخته، سپس کانا لهای اثر گذاری نقدینگی (رشد حقیقی پول) را بر بازار سرمایه تشریح می‌نمایند. آنان در کار خود برای ورود متغیر پولی به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها و ایجاد مدل تعدیل شده پولی[2]، از کار بالورز و هوآنگ (۲۰۰۹) پیروی نموده و از M2 استفاده کرده‌اند. یافته‌های آنان گویای آن است که ضریب متغیر پولی در مدل معنادار بوده و نقدینگی بر کارکرد بازار سرمایه در کشور پرتغال موثر است؛ بطوری که، این تاثیر در دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۷ که بازار سرمایه در سال‌های نخست فعالیت خود بوده، بیشتر بوده است.

کمپبل و همکاران[3] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی نقش بی ثباتی‌ها در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها CCAPM می‌پردازند و در کار خود از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین بهره می‌برند و متغیر پاداش ریسک سرمایه گذاری در بازار سرمایه را وارد عامل تنزیل تصادفی می‌نمایند. سپس از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای تخمین معادله اولر استخراجی استفاده می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که فرصت‌های سرمایه گذاری برای یک سرمایه گذار به علت کاهش بازدهی‌های انتظاری یا افزایش بی ثباتی در بازدهی دارایی ها، کاهش می‌یابد.

مایو پائولو[4] (۲۰۱۸) مدل‌های قیمت‌گذاری سرمایه‌ای را به گونه‌ای تعدیل می‌نماید که تورم را به عنوان عامل ریسکی در کنار رشد مصرف و عامل بازدهی بازار وارد این نوع مد لها می‌کند. وی در کار خود از داده‌های فصلی پرتفوهای متعدد برای دوره ۱۹۶۳-۲۰۱۶ ساخته و از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین در مدل‌های CCAPM استفاده می‌کند، نتایج

1. Miralles Quiros et al.
2. Mony – Adjusted Model
3. Campbell et al.
4. Maio Paulo

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

مطالعه وی بیانگر آن است که عامل تورم نمی‌تواند پاداش ریسک برای بازدهی دارایی‌های مختلف را در داده‌های مقطعی توضیح دهد. به عبارتی، ورود تورم به عنوان یک عامل ریسکی در مدل‌های دارایی‌های سرمایه‌ای، نتوانسته است باعث عملکرد بهتر این مدل‌ها گردد.

فروغ نژاد و همکاران(۱۳۹۲) با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبنتی بر مصرف (CCAPM) به بررسی رابطه بین ریسک و بازده شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۹پرداخته‌اند. در مقایسه عملکرد کارآیی دو مدل مذکور، به این نتیجه رسیده‌اند که مدل CCAPM نسبت به مدل CAPM سنتی عملکرد بهتری دارد.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف براساس تابع ترجیحات مارشالی پرداخته به گونه‌ای که ضمن بیان ضعف مدل پایه‌ای CCAPM در تبیین بازده دارایی‌های موجود در بازار، به پیروی از مارشال، متغیر پس انداز را وارد تابع مطلوبیت نموده و به استخراج معادلات اولر با ترجیحات جدید پرداخته‌اند. نتایج تخمین مدل آنان برای داده‌های فصلی در طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۹ نشان می‌دهد که متغیر پس انداز از نظر آماری معنادار بوده ولی ضریب تاثیرگذاری آن بالا نیست.

ایزدخواستی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به تحلیل تاثیر سیاست‌های پولی بر تورم و رفاه با رویکرد پول در تابع مطلوبیت پرداخته است. وی الگوی خود را برای اقتصاد ایران به روش بهینه یابی پویا حل کرده و متغیر پولی را وارد تابع مطلوبیت نموده است و به این نتیجه رسیده است که کاهش نرخ رشد عرضه پول باعث کاهش تورم شده و مانده‌های واقعی پول را افزایش می‌دهد. اما، مصرف سرانه تغییر نمی‌کند. همچنین با کاهش در نرخ رشد پولی و افزایش مانده‌های واقعی پول، رفاه افزایش می‌یابد. وی پیشنهاد می‌دهد که لازمست که مسئولین پولی از طریق کنترل حجم نقدینگی، زمینه ثبات اقتصادی را در جامعه فراهم کنند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

۳. مدل تحقیق و روش برآورد

در این پژوهش سعی می‌شود تا از دو نوع ترجیحات برای تعیین سهم پول در تابع مطلوبیت خانوار استفاده شود. از این رو با بهره‌گیری از تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت[1](CRRA) و تابع ترجیحات بازگشتی به حداکثرسازی مسئله کارگزار نوعی در اقتصاد، در قالب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف و پول پرداخته می‌شود،که این مدل تعدیل یافته CCAPM که حاوی متغیر تراز پولی نیزمی باشد را M-CCAPM می‌نامیم. از این‌رو، ابتدا نحوه ورود عامل ریسک پولی به عامل تنزیل تصادفی الگوی CCAPM را تشریح نموده، سپس به استخراج SDF حاوی متغیر پولی در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌ها با لحاظ تابع ترجیحات بازگشتی می‌پردازیم.

۳-۱. استخراج SDF حاوی فاکتور ریسکیِ تراز پولی با بکارگیری تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت

راه معمولی برای ارزیابی نقش پول برای قیمت‌گذاری دارایی ها، استخراج عامل تنزیل تصادفی[2] (SDF) در یک اقتصاد پولی است. برای همین منظور، در این مقاله از رهیافت ورود پول در تابع مطلوبیت استفاده خواهد شد. فرض کنید که کارگزار نوعی دارای تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت باشد به طوری که مطلوبیت وی که از مصرف و تراز واقعی پول بدست می‌آید با استفاده از تابع کاب-داگلاس به صورت زیر تعریف شود:

$$U(C_t, M_t) = \frac{(C_t^{1-\epsilon} M_t^{\epsilon})^{1-\gamma}}{1-\gamma} \qquad (۱)$$

که C نشان دهنده مصرف، M بیانگر تراز واقعی پول، γ ضریب ریسک گریزی نسبی، و ϵ سهم پول در تابع مطلوبیت است. تصریح (۱) باعث می‌شود که بتوان جدایی ناپذیری بین پول و مصرف را در تابع مطلوبیت لحاظ کرد. چنانچه در (۱) مقدار $\epsilon = 0$ را در نظر

1. Constant Relative Risk Aversion
2. Stochastic Discount Factor

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

بگیریم، به تابع مطلوبیت توانی استاندارد می‌رسیم که مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای تشریح معمای صرف سهام از آن استفاده کردند.

ثروت مصرف کننده نوعی، ترکیبی از پول واقعی نگهداری شده، دارایی‌های ریسکی، و دارایی بدون ریسک می‌باشد به گونه‌ای که می‌توان پویایی‌های بین آن‌ها در طول زمان را، به صورت قید بودجه زیر نشان داد:

$$W_{t+1} = R_{\omega,t+1}(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1} - 1}{R_{f,t+1}} M_t) \quad (۲)$$

و

$$R_{\omega,t+1} = \sum_{i=1}^{N} \omega_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{r,t+1}) + R_{r,t+1} \quad (۳)$$

که W_{t+1} نشان دهنده کل ثروت واقعی در دوره $t+1$، $R_{\omega,t+1}$ بازدهی ناخالص واقعی کل ثروت، ω_i وزن پرتفوی متناظر با دارایی ریسکی i، $R_{i,t+1}$ بازده ناخالص واقعی دارایی i، و $R_{f,t+1}$ و $R_{r,t+1}$ نرخ‌های بازدهی ناخالص اسمی و واقعی دارایی بدون ریسک از زمان t تا $t+1$ می‌باشند. در عبارت (۲)، $\frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}$ بیانگر مقدار حال هزینه فرصت پول می‌باشد که در واقع همان "قیمت" پول نگهداری شده است.

یکی از مکانیزم‌های تبدیل پول به دارایی‌ها در اقتصاد، از طریق تاثیر آن بر مطلوبیت نهایی مصرف و بنابراین روی SDF می‌باشد. از این رو، به منظور استخراج SDF، می‌توان مسئله فوق را در قالب برنامه ریزی پویا به صورت زیر بیان کرد (مایو و سیلوا[1]، ۲۰۱۸):

$$\begin{cases} J(W_t) \equiv \max_{C_t, M_t, \{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} \{U(C_t, M_t) + \delta E_t[J(W_{t+1})]\} \\ \text{مقیدبه} : \quad (۲) \quad \text{و} \quad (۳) \end{cases} \quad (۴)$$

که δ عامل تنزیل ذهنی زمانی می‌باشد. شرط مرتبه اول[2] نسبت به C_t و M_t عبارتست از:

$$U_c(C_t, M_t) = \delta E_t[J(W_{t+1}) R_{\omega,t+1}] \quad (۵)$$

1. Maio Paulo, Silva
2. First Order Condition (F.O.C)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

و

$$U_m(C_t, M_t) = \delta E_t \left[J(W_{t+1}) R_{\omega,t+1} \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}} \right] \quad (۶)$$

شرط مرتبه اول نسبت به وزن پرتفو برای دارایی i یا $\omega_{i,t}$ عبارتست از[۱]:

$$\delta E_t \left[J_W(W_{t+1})(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}} M_t)(R_{i,t+1} - R_{r,t+1}) \right] = 0 \quad (۷)$$

با بکارگیری تئوری پوش روی (۴) و استفاده از شروط مرتبه اول (۵) تا (۷) می‌توان $J_W(W_t)$ را به صورت (۸) نوشت[۲]:

$$J_W(W_t) = \delta E_t [J_W(W_{t+1}) R_{\omega,t+1}] \quad \overset{(۵)}{\Rightarrow} \quad J_W(W_t) = U_c(C_t, M_t) \quad (۸)$$

با بروز رسانی (۸) برای دوره‌ی $t+1$ و جایگذاری نتایج در (۵)، معادله اولر برای بازدهی کل به صورت (۹) به دست می‌آید:

$$1 = E_t \left[\delta \frac{U_c(C_{t+1}, M_{t+1})}{U_c(C_t, M_t)} R_{\omega,t+1} \right] \quad (۹)$$

که (۹) دلالت بر این دارد که SDF برابر است با:

$$Q_{t+1} = \frac{U_c(C_{t+1}, M_{t+1})}{U_c(C_t, M_t)} \quad (۱۰)$$

با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت مدل اول یا (۱)، و رابطه (۱۰)، به عامل تنزیل تصادفی SDF به صورت (۱۱) می‌رسیم.

---

۱. ابتدا (۳) را در (۲) قرار داده، سپس حاصل را در (۴) قرار می‌دهیم. در نهایت با مشتق گیری از عبارت حاصل نسبت به $\omega_{i,t}$ به رابطه‌ی (۷) می‌رسیم

۲- قبل از رسیدن به (۸)، می‌توان $J_W(W_t)$ را به صورت زیر نوشت::

$$J_W(W_t) = \frac{\partial C_t}{\partial W_t} \{U_c(C_t, M_t) - \delta E_t [J_W(W_{t+1}) R_{\omega,t+1}]\} + \frac{\partial M_t}{\partial W_t} \{U_m(C_t, M_t) - \delta E_t \left[J_W(W_{t+1}) R_{\omega,t+1} \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}} \right]\} + \delta E_t \left[J_W(W_{t+1})(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}} M_t)(R_{i,t+1} - R_{r,t+1}) \right] \frac{\partial \omega_{it}}{\partial W_t}$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

$$Q_{t+1} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-1} \left(\frac{M_{t+1}}{M_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} \quad (۱۱)$$

بنابراین، عامل تنزیل تصادفی در مدل پولی با استفاده از رشد واقعی مصرف و رشد تراز واقعی پول بدست می‌آید که عامل ریسکی دوم در (۱۱) از نسبت‌های متغیر ترازهای پولی در دوره‌های $t+1$ و t بدست می‌آید که از حساب‌های ملی قابل اخذ است. از این رو، معادله اولر برای بازدهی اضافی روی i امین دارایی ریسکی، به صورت زیر خواهد بود:

$$E_t\left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-1} \left(\frac{M_{t+1}}{M_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R^e_{i,t+1}\right] = 1 \quad (۱۲)$$

چنانچه در معادله (۱۲)، $\epsilon = 0$ در نظر بگیریم، که بیانگر آن است که هیچ نقشی را برای ترازهای واقعی پول در تابع مطلوبیت در نظر نگیریم، به مدل استاندارد تعریف شده برای مصرف که توسط لوکاس[1] (۱۹۷۸) و بریدن[2] (۱۹۷۹) ارایه شده است، دست می‌یابیم.

$$E_t\left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} R^e_{i,t+1}\right] = 1 \quad (۱۳)$$

که معادله (۱۳) را مدل مرجع در برابر مدل پولی می‌نامیم.

۳-۲. استخراج SDF حاوی فاکتور ریسکیِ تراز پولی با بکارگیری تابع مطلوبیت بازگشتی

در این قسمت، یک مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر مبنای مصرف و پول بر پایه ترجیحات بازگشتی ارایه شده توسط اپستین-زین[3] (۱۹۸۹و۱۹۹۱) و ویل[4] (۱۹۸۹) معرفی می‌گردد به طوری که در تابع مطلوبیت آن در کنار مصرف، از تراز پولی نیز استفاده می‌شود. در این مطالعه این مدل را مدل دوم می‌نامیم. می‌توان تابع مطلوبیت کارگزار نوعی را با استفاده از ترجیحات بازگشتی که دربردارنده مصرف و پول می‌باشد، به صورت (۱۴) نوشت (لیو و مایو[5]، ۲۰۱۴):

1. Lucas
2. Breeden
3. Epstein and Zin
4. Weil
5 - Lioui and Maio

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

$$U_t = \left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}M_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۱۴)$$

که در آن θ یک پارامتر کمکی است که به صورت $\theta = \frac{(1-\gamma)\psi}{\psi-1}$ تعریف می‌شود و ψ نیز نشان دهنده کشش جانشینی بین دوره‌ای است. اگر $\theta = 1$ که به معنی آن است که پارامتر ریسک گریزی نسبی معکوس کشش جانشینی است $\gamma = \frac{1}{\psi}$، به همان ترجیحات استفاده شده در مدل اول خواهیم رسید که حالت خاصی از مدل دوم است.

به منظور استخراج SDF برای این مدل که در آن از ترجیحات بازگشتی و متغیرهای مصرف و تراز پولی استفاده شده است، می‌توان مسئله برنامه ریزی پویای زیر را تنظیم و حل کرد (مایو و سیلوا، ۲۰۱۸):

$$\begin{cases} J(W_t) \equiv \max_{C_t, M_t, \{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} U_t\left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}M_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \\ \text{مقیدبه} : \quad (۲) \quad \text{و} \quad (۳) \end{cases} \quad (۱۵)$$

شرط مرتبه اول (F.O.C)[1] نسبت به C_t و M_t عبارتست از:

$$(1-\epsilon)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1}M_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}} = \frac{\delta}{1-\delta}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1}E_t\left[J(W_{t+1})^{-\gamma}J_W(W_{t+1})R_{\omega,t+1}\right] \quad (۱۶)$$

$$\epsilon C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)}M_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}-1}\frac{R_{f,t+1}}{R_{f,t+1}-1} = \frac{\delta}{1-\delta}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1}E_t\left[J(W_{t+1})^{-\gamma}J_W(W_{t+1})R_{\omega,t+1}\right] \quad (۱۷)$$

همانند اپستین و زین (۱۹۹۱)، فرض می‌کنیم که تابع مقدار را بتوان به صورت نسبتی از ثروت نوشت. یعنی $J(W) = \emptyset_t W_t$، که با جایگذاری آن در (۱۶) و با استفاده از قانون انتظارات تکراری و قید بودجه (۲)، خواهیم داشت:

1 -First Order Condition

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

$$C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1} M_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}} = \frac{\delta}{1-\delta}\frac{1}{1-\epsilon}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}}\left(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}M_t\right)^{-1} \quad (۱۸)$$

بعلاوه، تابع مقدار در (۱۵) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$J(W_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} - (1-\delta)\,(C_t^{1-\epsilon}M_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} = \delta[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}} \quad (۱۹)$$

با جایگذاری (۱۹) در (۱۸) و بعد از تعدادی عملیات جبری ساده، شکل تابعی برای تابع مقدار به صورت زیر بدست می‌آید[۱]:

$$J(W) = (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{M_t}{C_t}\right)^{\epsilon}W_t = \emptyset_t W_t \quad (۲۰)$$

با جایگذاری (۲۰) در (۱۸)[۲]، و استفاده از رابطه (۲) به معادله اولر برای بازدهی روی پرتفوی بازار به صورت (۲۱) می‌رسیم:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{M_{t+1}}{M_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R_{\omega,t+1}^{\theta}\right] = 1 \quad (۲۱)$$

می توان شکل کلی معادله اولر متناظر با (۲۱) را به صورت (۲۲) نوشت:

$$E_t[Q_{t+1}R_{i,t+1}^{e}] = 0 \quad (۲۲)$$

که عامل تنزیل تصلدفی SDF مربوط به معادله (۲۲) به شکل (۲۳) خواهد بود:

$$Q_{t+1} = \delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{M_{t+1}}{M_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R_{\omega,t+1}^{\theta-1} \quad (۲۳)$$

عامل تنزیل تصادفی مدل دوم یا رابطه (۲۳)، نسبت به عامل تنزیل مدل اول یا رابطه (۱۱)، یک عامل ریسکی اضافی نیز دارد که $R_{\omega,t+1}$ یا همان بازدهی ناخالص ثروت کل

---

۱. و بنابراین خواهیم داشت: $\emptyset_t \equiv (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{M_t}{C_t}\right)^{\epsilon}$

۲. نتیجه جایگذاری (۲۰) در (۱۸) به صورت زیر می‌باشد:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{M_{t+1}}{M_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}\left(\frac{W_{t+1}}{W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}M_t}\right)^{\theta}\right] = 1$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

است. اگر $\in= 0$ (یعنی هیچ نقشی را برای پول در تابع مطلوبیت در نظر نگیریم)، کرنل قیمت‌گذاری مدل پایه‌ای اپستین و زین (۱۹۹۱) به عنوان یک حالت خاص از مدل دوم به صورت زیر حاصل خواهد شد:

$$Q_{t+1} = \delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\gamma)-\theta} \quad R_{\omega,t+1}^{\theta-1} \qquad (۲۴)$$

۳-۳. معیارهای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های رقیب

در این قسمت سه معیار تابع فاصله‌ای هانسن - جاگاناتان (HJ)، آماره‌های میانگین قدرمطلق خطاها و میانگین مجموع مجذور خطاها که در بخش تجربی از آنها برای تعیین مدل برتر استفاده می‌شود، معرفی می‌گردند.

۳-۳-۱. تابع فاصله‌ای هانسن - جاگاناتان (HJ)

فرض کنید که Q همان عامل تنزیل تصادفی(SDF) الگوی مورد نظر بوده و R بردار بازدهی‌های ناخالص دارایی‌ها مر بوط به N دارایی یا پرتفوی مورد بررسی باشد. اگر Q قیمت‌های صحیح N پرتفوی مورد نظر باشد و به عبارتی مدل به طور کامل و صحیح تصریح شده باشد، خطاهای قیمتی[1] (e) که به صورت زیر تعریف می‌شود، برابرصفر خواهد بود.

$$\mathrm{e} \equiv E[RQ] - \mathbf{1}_N \equiv \mathbf{0}_N \qquad (۲۵)$$

که 1_{N} *یک بردار* N *بعدی از یک‌ها و* 0_{N} یک بردار N بعدی از صفر هاست. اما، اگر Q مربوط به مدلی باشد که به درستی تصریح نگردیده، در این حالت خطاهای قیمتی، غیر صفر خواهند بود. در اغلب حالات، عامل تنزیل تصادفی (Q) حاوی تعدادی پارامتر ناشناخته (نامعین) می‌باشد که اگر آنها را با λ نشان دهیم، در این صورت $Q(\lambda)$ نشان دهنده عامل تنزیل تصادفی مدلی است که به درستی تصریح نشده و در این صورت خواهیم داشت:

1. pricing errors

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

$$\mathrm{e}(\lambda) = E[RQ(\lambda)] - \mathbf{1}_N \neq \mathbf{0}_N \qquad (۲۶)$$

هرگاه یک مدل قیمت‌گذاری دارایی به درستی تصریح نشده باشد، محققان علاقمندند که یک معیار عددی[1] از میزان نادرستی تصریح را به دست آورند. به همین منظور آماره فاصله‌ای هانسن–جاگاناتان[2] HJ ارایه شده است، که این آماره همان ریشه دوم مربع خطاهای قیمت‌گذاری بوده که به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\delta = \left[\mathrm{e}(\lambda)'\mathrm{W}_{\mathrm{HJ}}\mathrm{e}(\lambda)\right]^{\frac{1}{2}} \qquad (۲۷)$$

که $\mathrm{W}_{\mathrm{HJ}} = \left(\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} R_t^e R_t^{e\prime}\right)^{-1}$ ماتریس گشناور دوم بازدهی دارایی‌ها و R_t^e نشان دهنده بردار بازدهی دارایی‌ها در زمان t یا پرتفوهاست. W_{HJ} بیانگر آن است که دارایی هایی که بازده آنها دارای گشتاور دوم بزرگتری می‌باشد، وزن کمتری در تخمین به آنها تعلق می‌گیرد. همانطور که پیداست δ به λ وابسته است. زمانی که مدل به صورت صحیح تصریح نشده باشد، مرسوم است که λای انتخاب شود *که آماره* HJ را حداقل نماید. تحت انتخاب چنین λ ایی، آماره فاصله‌ای HJ به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$HJ = \left[\min_{\lambda} \mathrm{e}(\lambda)'\mathrm{W}_{\mathrm{HJ}}\mathrm{e}(\lambda)\right]^{\frac{1}{2}} \qquad (۲۸)$$

در واقع $\mathrm{e}(\lambda)$ بردار خطاهای معادله اولر بوده و HJ بیانگر حداقل فاصله بین عامل تنزیل تصادفی (SDF) معادله مورد بررسی و SDF صحیح[3] می‌باشد. همچنین HJ کمیتی است که میزان نادرستی تصریح مدل مورد نظر را نشان می‌دهد. از این رو می‌توان از آن برای مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده کرد. مدلی که دارای HJ کمتری باشد، به صورت بهتری تصریح شده است (کان و روباتی[4]، ۲۰۰۹).

1. Scalar Measure
2. Hansen-Jagannathan
3. true SDF
4. Kan & Robotti

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

۳-۳-۲. آماره‌های میانگین قدرمطلق خطاها و میانگین مجموع مجذور خطاها

آماره‌های دیگری که می‌توان از آن برای مقایسه عملکرد مدل‌های رقیب استفاده کرد، میانگین قدرمطلق خطاها و میانگین مجموع مجذور خطاهاست که به صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$MAE = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left|e_{i,T}(b)\right| \quad (۲۹)$$

$$MSE = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left[e_{i,T}(b\right]^2 \quad (۳۰)$$

که در آن $e_{i,T}$ نشان دهنده خطای مربوط به i امین شرط گشتاوری در تخمین به روش GMM است و T نیز تعداد معادلات سیستم می‌باشد. مدلی که دارای آماره‌های MAE و MSE کمتری باشد، دارای عملکرد بهتری خواهد بود.

۴. بررسی تجربی و یافته های پژوهش

۴-۱. داده های پژوهش و بررسی مانایی متغیرها

در این بخش ابتدا به معرفی متغیرهای استفاده شده در پژوهش و محل اخذ آنها پرداخته می‌شود؛ سپس خصوصیات آماری متغیرها را ارایه کرده و در نهایت با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، به بررسی مانایی متغیرها پرداخته خواهد شد.

در این پژوهش برای هزینه های مصرفی از داده های متوسط هزینه کل یک خانوار شهری و روستایی و برای درآمد از داده های متوسط درآمد کل سالانه‌ی یک خانوار شهری-روستایی که توسط مرکزآمار ایران و از نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار جمع آوری گردیده، استفاده شده است. برای متغیر تراز پولی از حجم پول (مجموع اسکناس و مسکوکات در دست مردم و سپرده‌های دیداری) (M1) و حجم نقدینگی (مجموع حجم پول و شبه پول) (M2) استفاده شده است، که داده‌های آن از بانک مرکزی ج.ا.ا اخذ شده است. دوره‌ی مورد بررسی برای مطالعه‌ی حاضر ۱۳۹۵-۱۳۶۱ می باشد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

داده های مذکور با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده سال ۱۳۹۰ واقعی شده‌اند. داده های مربوط به نرخ سود بانکی (بازده سپرده های سرمایه‌گذاری مدت‌دار)، بازدهی نرخ ارز، بازده شاخص سهام، بازدهی سکه (به عنوان جانشینی برای بازدهی طلا)، شاخص بهای خدمات ساختمانی، بازده دستمزد نیروی انسانی (که بر اساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار بدست آمده)، همگی از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا، بازار بورس اوراق بهادار تهران، وزارت مسکن و شهرسازی، دفتر پشتیبانی و برنامه‌ریزی و وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی اخذ شده است. شایان ذکر است که از آنجایی که در مدل دوم که از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین استفاده شده، لازم است در کنار بازدهی هریک از دارایی ها، از میانگین بازده یک پرتفوی موزون که شامل سبد دارایی‌های خانوار ایرانی است، استفاده شود. از این رو یک پرتفو شامل بازده شاخص کل سهام، بازده بخش مسکن، بازده دستمزد و بازده سپرده های مدت دار تشکیل شده است. بازده هر یک از دارایی‌ها توسط وزنی مناسب موزون شده است بدین ترتیب که برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازاربورس»، برای بازده بخش مسکن از «سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن»، برای بازده دستمزد از «درآمد نیروی کار» و برای بازده سپرده از آمار «حجم سپرده های مدت دار بخش خصوصی» به عنوان وزن بهره گرفته شده است. پس از محاسبه مجموع کل حجم دارایی های هر خانوار، حجم هر یک از دارایی های استفاده شده در سبد دارایی خانوار بر حجم کل دارایی‌ها تقسیم شده تا وزن مربوطه حاصل شود و در نهایت برای محاسبه ی متوسط بازدهی پرتفوی خانوار، هر یک از وزن‌ها را در بازدهی هر دارایی ضرب نموده تا میانگین وزنی از بازده انواع دارایی های بکار رفته در سبد مذکور بدست آید و از آن در معادله‌ی (۲۱) به جای $R_{\omega,t+1}$ استفاده شود. ویژگی های آماری متغیرهای بکار رفته در پژوهش حاضر در جدول ۱ آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

جدول ۱. خصوصیات آماری متغیرهای استفاده شده در پژوهش

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو سال متوالی	نسبت حجم پول در دو سال متوالی	نسبت حجم نقدینگی دو سال متوالی	بازده نرخ ارز	بازده مسکن	بازده طلا (سکه)	بازده سپرده های بانکی	بازده سهام	پرتفوی ثروت
علامت اختصاری	۱۰$\frac{C_{t+1}}{C_t}$=CONS	$\frac{M_{1t+1}}{M_{1t}}$=M1M0	$\frac{M_{2t+1}}{M_{2t}}$=M2M0	EXH	HOUS	COIN	RATE	SAHAM	PORTFO
میانگین	۱/۰۳۴	۱/۰۱۶	۱/۰۴۹	۰/۱۵۳	۰/۲۱۲	۰/۲۲۰	۰/۱۴۳	۰/۳۱۰	۰/۱۶۲
انحراف معیار	۰/۰۷۴	۰/۰۹۶	۰/۰۸۴	۰/۲۲۶	۰/۰۹۳	۰/۲۵۶	۰/۰۲۹	۰/۴۴۵	۰/۰۸۴
ماکزیمم	۱/۱۶	۱/۱۷	۱/۲۵	۰/۹۲	۰/۳۸۳	۰/۸۴۲	۰/۲۳	۱/۲۴۸	۰/۳۱۵
مینیمم	۰/۸۱	۰/۷۸	۰/۹۲	−۰/۰۶	۰/۰۸۷	−۰/۰۸	۰/۱۰	−۰/۲۱۹	۰/۰۲۵
میانه	۱/۰۴	۱/۰۰۹	۱/۰۳۱	۰/۰۵	۰/۱۸۵	۰/۱۷۱	۰/۱۴۰	۰/۲۵۶	۰/۱۳۹
چولگی	−۰/۷۵	−/۵۱	۰/۳۳۵	۱/۸۹۱	۰/۴۲۸	۰/۹۵۷	۱/۳۴۶	۰/۸۰۱	۰/۳۳۷
کشیدگی	۳/۵۴	۲/۹۷	۲/۳۲	۶/۴۶۰	۱/۹۲۳	۳/۱۲۳	۴/۷۱۲	۲/۶۵۱	۱/۸۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استخراج شده، استفاده می‌شود، لازمست که مانایی متغیرهای مورد استفاده مورد بررسی قرار گیرد. از این رو نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم یافته در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول۲. نتایج بررسی مانایی متغیرهای استفاده شده در پژوهش

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون ADF	مقداربحرانی ADF
نسبت مصرف در دو سال متوالی	۱۰CONS	با عرض از مبدأ	−۴/۷۵	−۲/۹۴
نسبت حجم پول در دو سال متوالی	M1M0	با عرض از مبدأ	−۵/۰۹	−۲/۹۴
نسبت حجم نقدینگی در دو سال متوالی	M2M0	با عرض از مبدأ	−۴/۳۹	−۲/۹۴
بازده نرخ ارز	EXH	با عرض از مبدأ	−۴/۱۴	−۲/۹۴
بازده مسکن	HOUS	با عرض از مبدأ	−۴/۱۲	−۲/۹۴
بازده طلا (سکه)	COIN	با عرض از مبدأ	−۵/۹۳	−۲/۹۴
بازده سپرده های بانکی	RATE	با عرض از مبدأ و روند	−۳/۹۶	−۳/۵۶
بازده سهام	SAHAM	با عرض از مبدأ	−۴/۳۲	−۲/۹۹
پرتفوی ثروت	PORTFO	با عرض از مبدأ	−۳/۰۷	−۲/۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

همانطور که نتایج جدول (۲) نشان می دهد کلیه‌ی متغیرهای پژوهش در سطح معناداری ۵٪ مانا می باشند؛ به طوری که آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مانایی متغیرها را تایید می‌نماید.

۴-۲. برآورد معادلات اولر و تخمین ضریب سهم تراز پولی در تابع مطلوبیت خانوارها با ترجیحات ریسک گریزی نسبی ثابت

پس از اطمینان از مانایی متغیرها، به نتایج برآورد هر یک از مدل های پژوهش می پردازیم تا سهم تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی تعیین گردد. برای این منظور، یکبار از سری زمانی حجم پول (M1) و یکبار هم از سری زمانی حجم نقدینگی (M2) بجای متغیر تراز واقعی پول در مدل‌های مطرح شده در پژوهش، استفاده می‌نماییم. سپس بدلیل غیرخطی بودن مدل‌های پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می شود. این روش ملزم به انتخاب متغیرهای ابزاری می‌باشد به گونه‌ای که این متغیرها با جملات خطا همبستگی سریالی نداشته باشند و استفاده از این متغیرها بتوانند تخمین‌های معنادار و قابل قبولی را برای ضرایب مدل ارایه دهد. همچنین لازم به توضیح است که از آنجایی که برای تخمین ضرایب، روش GMM از الگوریتم های غیر خطی استفاده می نماید لذا این روش برای بدست آوردن اکسترمم‌های معادله، نیاز به مقداردهی اولیه به پارامترهای مدل دارد و روش‌های غیرخطی به این مقادیر اولیه حساس می باشند. از این رو، در این پژوهش با مقادیر اولیه‌ی متعدد و متغیرهای ابزاری مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای بکاررفته در مدل به همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده شده است.

پس از تخمین‌های متعدد به روش GMM و با استفاده از مقادیر اولیه و متغیرهای ایزاری مختلف، نتایج بهترین مدل تخمینی به همراه مقادیر اولیه و ابزارهای مناسب برای معادله اول یا معادله اولر(۱۲) که در آن از تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت استفاده شده و شامل مصرف و حجم پول (M1) است، در جدول (۳) ارایه می گردد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

جدول ۳. نتایج تخمین مدل اول با وجود حجم پول (M1) از روش GMM

مقادیر اولیه $(\gamma, \epsilon, \delta)$	δ	ϵ	γ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(۰/۰،۱/۲،۱/۵)	۰/۷۸ *(۱۱/۵۳)	۰/۴۳ *(۹/۷۲)	۲۸/۲ *(۱۶/۷۶)	۰/۲۶۶	۹/۳۱	۲۷/۵۸
آزمون‌های تشخیصی						
آزمون	مقدار آماره			مقداراحتمال(P_value)		
خودهمبستگی سریالی	۱۴/۳۷			۰/۵۷		
ناهمسانی واریانس	۱/۷۰			۰/۳۱		

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

-ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و EXH(-2) ,M1M090(-1), HOUS(-2) ,C1C090(-1) به ترتیب وقفه اول نسبت مصرف در دو دوره متوالی به قیمت پایه ۹۰، وقفه دوم بازده مسکن، وقفه اول نسبت حجم پول در دو سال متوالی به قیمت پایه ۹۰، و وقفه دوم بازده نرخ ارزمی باشند.

سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌توان با آزمون J که اولین بار توسط هانسن ارائه شد، مورد بررسی قرار گیرد. همانطورکه ذکر شد چنانچه مقدار آماره‌ی J مدل تخمین زده شده (خروجی نرم افزار ایویوز) در تعداد مشاهدات ضرب گردد، مقدار حاصل دارای توزیع کای-دو می‌شود، به طوری که درجه آزادی توزیع کای-دوی حاصل، از حاصلضرب تعداد ابزارها در تعداد معادلات سیستم، منهای تعداد پارامترها بدست می آید. حال چنانچه آماره‌ی J محاسبه شده برای هر مدل، کوچکتر از مقدار بحرانی موجود در جدول باشد فرضیه H_0 و خوبی انتخاب ابزارها در مدل تایید می‌گردد. در سه ستون انتهایی جدول (۳) به ترتیب آماره J خروجی نرم افزار، آماره J مدل و آماره J بحرانی آمده است. همانطور که نتایج نشان می دهد کلیه‌ی ضرایب معنادار بوده و از آنجایی که آماره J مدل خروجی (۹/۳۱) از مقدار بحرانی آن (۲۷/۵۸) کمتر است، نتیجه می شود که ابزارهای انتخابی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

مناسب بوده‌اند. ضریب مربوط به درصد سهم رشد حجم پول (M1) در این مدل که از تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت استفاده شده است برابر ۰/۴۳ می باشد؛ که این موضوع گویای آن است که خانوارهای ایرانی ترجیح می‌دهند که بخش قابل ملاحظه‌ای از سرمایه‌های خود را به صورت پول در نزد خود و همچنین به صورت سپرده‌های دیداری نگهداری کنند. همچنین شایان ذکر است که آزمون‌های تشخیصی، نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی سریالی دربین باقیمانده‌های مدل و همچنین عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اختلال می‌باشد.

نتایج بهترین مدل تخمینی به همراه مقادیر اولیه و ابزارهای مناسب برای معادله اول یا معادله اولر(۱۲) که در آن از تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت استفاده شده و شامل مصرف و حجم نقدینگی (M2) است، در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل اول با وجود حجم نقدینگی (پول و شبه پول) (M2) از روش GMM

مقادیر اولیه $(\gamma, \epsilon, \delta)$	δ	ϵ	γ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(۱/۱،۷/۰،۵/۳)	۰/۴۳ *(۲/۳۸)	۰/۳۴ *(۱۳/۷۹)	۳۲/۲۶ *(۵/۶۸)	۰/۲۶۶	۹/۳۱	۲۷/۵۸

آزمون‌های تشخیصی		
آزمون	مقدار آماره	مقداراحتمال(P_value)
خودهمبستگی سریالی	۱۸/۸۳	۰/۲۸
ناهمسانی واریانس	۱/۴۶	۰/۴۷

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

-ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و (C1C090(-2), COIN(-2), M2M090(-2), RATE(-1) به ترتیب وقفه دوم نسبت مصرف در دو دوره متوالی به قیمت پایه ۹۰، وقفه دوم بازده طلا (سکه)، وقفه دوم نسبت حجم نقدینگی در دو سال متوالی، و وقفه اول بازده سپرده‌های بانکی می‌باشند

از نتایج مندرج در جدول (۴) پیداست که کلیه‌ی ضرایب معنادار بوده و از آنجایی که آماره J مدل خروجی (۹/۳۱) از مقدار بحرانی آن (۲۷/۵۸) کمتر است، نتیجه می شود که ابزارهای انتخابی مناسب بوده‌اند. ضریب مربوط به درصد سهم رشد حجم نقدینگی (M2)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

برابر ۰/۳۴ می باشد. همچنین خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل وجود نداشته است. درواقع نتایج بیانگر آن است که خانوارهای ایرانی در پرتفوی دارایی‌های خود به سپرده‌های مدت دار نیز توجه داشته و بخشی از پول خود را در حساب‌های پس انداز نزد بانک‌ها نگهداری می کنند.

۴-۳. برآورد معادلات اولر و تخمین ضریب سهم تراز پولی در تابع مطلوبیت خانوارها با ترجیحات بازگشتی

دومین مدلی که در این پژوهش برای تخمین تعیین سهم تراز پولی در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی مطرح شد، مدلی بود که در آن ترجیحات بازگشتی برگرفته از کار اپستین-زین در نظر گرفته شده است که در این حالت، ترجیحات مصرف کنندگان از نوع جدایی ناپذیر در طول زمان می‌باشد. از میان مدل‌های متعدد برآورد شده با بهره گیری از متغیرهای ابزاری و مقدار دهی اولیه، نتایج برآورد ضرایب بهترین مدل برای معادله اولر (۲۱) که دارای ترجیحات باز گشتی بوده و از حجم پول (M1) به عنوان متغیر تراز واقعی پول در آن استفاده شده است، در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل دوم با وجود حجم پول (M1) از روش GMM

مقادیر اولیه $(\kappa, \gamma, \epsilon, \delta)$	δ	ϵ	γ	θ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
،۰/۴) (۰/۰،۱/۰،۱/۴	۰/۵۱ *(۲/۰۲)	۰/۳۱ *(۲۱/۷۹)	۷۷ *(۲۳/۸۷)	۱/۵ *(۱۲/۳۷)	۰/۲۶	۹/۳۶	۲۱/۰۲۶
آزمون‌های تشخیصی							
آزمون		مقدار آماره			مقداراحتمال(P_value)		
خودهمبستگی سریالی		۴۵/۳۱			۰/۹۹		
ناهمسانی واریانس		۱/۵۴			۰/۴۱		

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

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و C1C090(-1), RATE(-1) ,HOUS(-1) به ترتیب وقفه اول بازده مسکن، وقفه اول سود سپرده بانکی و وقفه اول نسبت مصرف دو سال متوالی به قیمت سال پایه ۹۰ می باشند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

آماره t ضرایب برآوردی نشانگر آن است که کلیه‌ی ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. آماره J خروجی مدل نیز برابر ۹/۳۶ می‌باشد که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۲۱/۰۲۶ کمتر می باشد که این تاییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی می باشد. در این مدل که در تابع مطلوبیت آن از ترجیحات بازگشتی استفاده شده است، ضریب ϵ که نشان دهنده‌ی سهم رشد حجم پول (M1) در تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۳۱ می باشد. نتایج آزمون‌های تشخیصی جملات اختلال مدل که در سطرهای انتهایی جدول (۵) آمده است، بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات باقیمانده مدل و عدم وجود خودهمبستگی دربین آنها می‌باشد. مدل با ترجیحات بازگشتی نیز مؤید این نکته است که سپرده‌های دیداری در تابع ترجیحات خانوارهای ایرانی نقش داشته و ایرانیان از نگهداشت پول بصورت سپرده‌های دیداری و اسکناس و مسکوکات، مطلوبیت کسب می‌نمایند؛ هر چند که مقدارآن چشمگیر نمی‌باشد.

همچنین نتایج تخمین بهترین مدل برای رابطه اولر (۲۱) و با در نظر گرفتن حجم نقدینگی (M2) به عنوان متغیر تراز پولی، در جدول (۶) آمده است.

جدول۶. نتایج تخمین مدل دوم با وجود حجم نقدینگی (پول و شبه پول) M2 از روش GMM

مقادیر اولیه $(\kappa, \gamma, \epsilon, \delta)$	δ	ϵ	γ	θ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
،۰/۴) (۰/۰،۱/۰،۱/۴	۰/۲۰ *(۳/۰۶)	۰/۶۲ *(۱۱/۲۷)	۹۱/۶۱ *(۱۸/۴۷)	۳/۸۷ *(۱۲/۲۹)	۰/۲۶	۹/۳۶	۲۱/۰۲۶
آزمون‌های تشخیصی							
آزمون	مقدار آماره			مقداراحتمال(P_value)			
خودهمبستگی سریالی	۳۰/۳۶			۰/۵۴			
ناهمسانی واریانس	۱/۴۴			۰/۴۷			

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

– ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و COIN(-1),M1M090(-1), RATE(-1) ,HOUS(-1) به ترتیب وقفه اول بازده مسکن، وقفه اول سود سپرده بانکی و وقفه اول نسبت حجم نقدینگی در دو سال متوالی به قیمت سال پایه ۹۰، و وقفه اول بازده طلا (سکه) می باشند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

نتایج جدول ۶ گویای آن است که ضرایب برآوردی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و مقدار آماره J مدل نیز برابر۹/۳۶ شده است که مقدار آن از آماره بحرانی جدول یعنی ۲۱/۰۲۶ کمتر است؛ این موضوع نشان دهنده آن است که متغیرهای ابزاری مناسب بوده‌اند. ضریب ϵ که نشان دهنده‌ی سهم رشد حجم نقدینگی (M2) در تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۶۲ می‌باشد.آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات اختلال نیز نشان می‌دهند که بین جملات اختلال خودهمبستگی وجود نداشته و دارای ناهمسانی واریانس نیستند. نتایج تعیین سهم حجم نقدینگی در مدل با تابع مطلوبیت بازگشتی نیز گویای معنادار بودن نقش این متغیر در مدل برآوردی است به گونه‌ای که می‌توان بیان داشت که خانوارهای ایرانی، ترجیح می‌دهند که بخش قابل ملاحظه‌ای از دارایی‌های خود را به صورت سپرده‌های مدت دار نزد بانک‌ها نگهداری کنند و از عواید آن مطلوبیت کسب نمایند.

۴-۴. انتخاب مدل برتر با استفاده از معیارهای انتخاب مدل‌های رقیب

به منظور مقایسه عملکرد مدل‌های تخمینی و انتخاب مناسب ترین مدل بین آنها، با بهره‌گیری از روابط ۲۸ تا ۳۰، اندازه آماره‌های هانسن – جاگاناتان (HJ)، میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) برای هر چهار مدل تخمین زده شده، در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷. نتایج معیارهای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های رقیب

نام مدل	آماره HJ	MAE	MSE
مدل اول با M1	۰/۱۷۰۸۱۷	۰/۴۷۹	۱۵/۹
مدل اول با M2	۰/۰۹۳۷	۰/۳۷۷	۶/۳
مدل دوم با M1	۰/۱۹۳۱۱۹	۰/۵۸۲	۲۴/۶
مدل دوم با M2	۰/۱۰۱۷۵۷	۰/۴۶۰	۱۰/۵

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که در بین چهار مدل برآورد شده، مدل با ترجیحات ریسک گریزی نسبی ثابت شامل متغیر حجم نقدینگی به عنوان متعیر تراز پولی یا «مدل اول با M2» دارای کمترین مقدار برای هر سه آماره می‌باشد؛ به طوری که اندازه آماره‌های HJ، MAE و MSE آن به ترتیب برابر ۰/۰۹۳۷، ۰/۳۷۷ و ۶/۳ می‌باشد.. بنا براین، مدل مذکور به عنوان بهترین مدل جهت بررسی تاثیرگذاری سهم تراز پولی در تابع مطلوبیت خانوار ایرانی انتخاب می‌شود. با مراجعه به نتایج خروجی این مدل که در جدول (۴) آمده، می‌توان پی برد که سهم پول در تابع مطلوبیت خانوار ایرانی برابر ۳۴ درصد می‌باشد که قابل ملاحظه است.

۵. نتیجه گیری وپیشنهادها

یکی از مهمترین متغیرهای اقتصادی، تراز پولی است که لازمست در مدلسازی‌های مختلف به آن توجه شود. از این رو در این مقاله سعی شد تا با توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، درکنار رشد مصرف، رشد ترازهای پولی نیز به عنوان عامل ریسکی، وارد عامل تنزیل تصادفی معادلات اولر استخراجی گردد. به همین منظور در این پژوهش، از دو نوع ترجیحات ریسک گریزی ثابت نسبی و ترجیحات بازگشتی در تابع مطلوبیت خانوار استفاده شد. پس از استخراج معادلات اولر مربوطه، به منظور تعیین سهم تراز پولی در تابع مطلوبیت خانوار از داده‌های اقتصاد ایران در طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۱ و روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شد. در دو مدل استخراجی، از سری‌های زمانی حجم پول (M1) و حجم نقدینگی (مجموع پول و شبه پول) (M2) به عنوان متغیر تراز پولی استفاده گردید. پس از تخمین هر مدل با متغیرهای ابزاری مختلف، با استفاده از آماره J هانسن، مدل با متغیرهای ابزاری صحیح که شروط تعامدی را برقرار می‌سازند، انتخاب شد. یافته‌ها گویای آن است که سهم متغیر پولی (M1) در معادله با ترجیحات ریسک گریزی ثابت (مدل اول) برابر ۴۳ درصد می‌باشد. همچنین سهم متغیر پولی (M2) در مدل مذکور برابر ۳۴ درصد است. در هر دو تخمین، کلیه

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

ضرایب از نظر آماری معنا دار بوده و آزمون‌های تشخیصی نیز، صحت برآوردها را تایید می‌نمایند. از طرفی نتایج تخمین نشان می‌دهد که سهم متغیر پولی (M1) در معادله با ترجیحات بازگشتی (مدل دوم) برابر ۳۱ درصد بوده، و سهم متغیر پولی (M2) در مدل دوم برابر ۶۲ درصد است. در این مدل نیز، ضرایب معنادار بوده و آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات باقیمانده، صحت مدل را تایید می‌کنند. پس از تخمین مدل‌های مذکور، از معیارهای هانسن – جاگاناتان (HJ)، میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) برای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های برازش شده، استفاده گردید که مدل با ریسک گریزی نسبی ثابت و حاوی متغیر M2 دارای کمترین مقدار برای هر سه آماره مذکور بود. از این رو، این مدل به عنوان مدل برتر انتخاب گردید که نشان دهنده آن است که سهم متغیر تراز پولی (حجم نقدینگی) در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی در طی دوره مورد بررسی برابر ۳۴ درصد می‌باشد که قابل ملاحظه است. بنابراین، نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که در تصریح مدل‌های مختلف از جمله مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها سرمایه ای، توجه به نقش تراز پولی بسیار حایز اهمیت بوده و لازمست که به منظور افزایش کارآیی این نوع مدل‌ها در تبیین عملکرد دارایی‌های سرمایه ای، با ورود متغیر پولی به عنوان عامل ریسکی در کنار رشد مصرف، به تعدیل و توسعه این مدل‌ها اقدام شود، تا بتوان با ورود متغیرهای ضروری و تاثیرگذار در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای، ضمن افزایش دقت مدل‌ها و اتکاء بیشتر به نتایج آنها، منابع مالی به نحو مناسب تری هدایت شوند. در بسیاری از پژوهش‌ها که از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها سرمایه‌ای استفاده می‌شود، از بکارگیری متغیرهای پولی در مدل غفلت شده، واین موضوع می‌تواند به نتایج تورش داری منجر شود. لذا لازمست محققانی که در کار خود از مدل‌های CCAPM بهره می‌برند به متغیرهای پولی نیز توجه ویژه‌ای داشته باشند. همچنین پژوهشگرانی که در پژوهش خود از روش تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده می‌کنند، لازمست در بخش ترجیحات خانوار، متغیر تراز پولی نیز به عنوان یکی از متغیرهای تاثیر گذار بر مطلوبیت فرد یا خانوار وارد تابع ترجیحات خانوار نمایند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

همچنین با توجه به قابل ملاحظه بودن ضریب متغیرهای ترازپولی در تابع ترجیحات خانوارهای ایرانی، لازمست تا برنامه ریزان و سیاستگذاران بخش پولی و مالی، شرایطی را فراهم آورند تا این بخش از ترجیحات خانوارها به گونه‌ای تعدیل گردد که به جای انباشت پول در بانک ها، نقدینگی موجود به به سمت بازار سرمایه سوق داده شده و موجب رونق تولید و کسب و کارهای مولدگردد. در نهایت، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های دیگر، اهمیت سایر متغیرهای پولی، نظیر اجزای متغیر حجم پول، پایه پولی، تورم و ... نیز به عنوان عامل ریسکی در این مدل‌ها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

منابع و مآخذ

- Adegboye Abidemi (2017), The consumption-oriented capital asset price model in the Nigerian stock exchange, *CBN Journal o Applied Statistics*, 8(2).117-140.
- Balvers J. Ronald, and Huang Dayong. (2009). Money and the C-CAPM, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 337-368.
- Breeden, Douglas T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities, *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
- Brock, W. A. (1974). Money and growth: The case of long run perfect foresight. *International Economic Review*, 15, 750-777.
- Campbell Y. John, Giglio Stefan, Polk Christopher and Turleky (2018). An intertemporal CAPM with stochastic volatility, , *Journal of Financial Economics*, 128, 207-233.
- Cochrane, J. (2008). A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model. *Journal of Political Economy*, 104, 572-621.
- Epstein, L. and Zin, S. (1991). Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis. *Journal of Political Economy*, 99, 263–286.
- Epstein, Larry G, Zin. (1989). Substitution, Risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A Theorical Framework. *Econometrica*, 57(4), 937-969.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51, 55-84.
- Froogh Nazhad H and Mirzaei M. (1392). Investigating the relationship between risk and return: Comparing the traditional capital asset pricing model with the pricing model of capital-based consumption assets, Journal of Securities Exchange, 6(23), 51-76.
- Gomes, J., L. Kogan, and M. Yogo. (2009). Durability of output and expected stock returns. Journal of Political Economy, 117, 941-989.
- Gu, L., and D. Huang. (2013). Consumption, money, intratemporal substitution, and cross-sectional asset returns. *Journal of Financial Research*, 36, 115-146.
- Hansen, Lars Peter, & Singleton, Keneth J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica,* 50, 1269-1286.
- Izadkhasti Hojjat (1397). Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach, Journal of Economic Modeling Research, 8(31),71-101.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

- Jagannathan, R., and Y. Wang. (2007). Lazy investors, discretionary consumption, and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 62, 1623-1661
- Kan Raymond, and Robotti Cesare. (2009). Model Comparison Using the Hansen-Jagannathan Distance. *The Review of Financeial Studies*, 22(9), 3449-3490.
- Kocherlakota, N., and L. Pistaferri. (2009). Asset pricing implication of Pareto optimality with private information. *Journal of Political Economy*, 117, 555-590.
- Obstfeld. M., and K. Rogoff. (1996). Foundations of international macroeconomics. MIT Press.
- Lettau, M., and S. Ludvigson. (2009). Euler equation errors. *Review of Economic Dynamics*, 12, 255-283.
- Lioui, A., and P. Maio. (2014). Interest rate risk and the cross-section of stock return. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49(2), 83-511.
- Liu Weinmin, Luo Di, and Zhao Huainan, (2016), Transaction Costs, Liquidity Risk, and the CCAPM. *Journal of Banking & Finance*, 63, 126-145.
- Lucas, Robert E., Jr. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- Lucas E. Robert and Stokey L. Nancy. (1987). Money and Interest in a Cash-in—Hand Economy. *Econometrica, Econometric Society*, 55(3), 491-513.
- Lustig, H., and S. Van Nieuwerburgh. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical prespective. *Journal of Finance*, 60, 1167-1219.
- Miralles Quiros Maria, Miralles Quiros Josea, and Oliveira Celia. (2017). The role of Liquidity in asset pricing: the special case of the Portuguese Stock Market. *Journal of Economics, Finance and Administrative Sciense*, 22(43), 191-206.
- Maio Paulo.(2018). Does inflation explain equity risk premia?Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3097493.
- Maio Paulo, Silva C. Andre. (2018). Asset pricing implications of new evidence. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2388879
- Mehra, Rajnish, & Edward C Prescott, E. C. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.
- Merton, R. C. (1971). Optimal consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory*, 3, 373-413.
- Mohammadzadeh Azam , Shahyaki tash Mohammad nabi , Roshan Reza (1395), Adjusted Consumption Capital Asset Pricing Model, According

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

to the Marshall Preferences (Case Study: Iran), Journal of Economic Modeling Research, 7(25),7-22.
- Parker, J., and C. Julliard. (2005). Consumption risk and the cross section of expected returns. *Journal of Political Economy*, 113, 185-222.
- Savov, A.. (2011). Asset pricing with garbage. *Journal of Finance*, 66, 177-201.
- Sidrauski, Miguel. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review*, 57, 534-544.
- Weil, P. (1989). The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 24, 401-421.
- Weil, P. (1990). Nonexpected Utility in Macroeconomics, *Quarterly Journal of Economics*, 105, 29-42.
- Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. *Journal of Finance*, 61, 539-580.
- Zhang Lu. (2017). the Investment CAPM. *European Financial Management*, 9999(9999), 1-59.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]
[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.9.36.3.7]

[DOI: 10.29252/jemr.9.36.163]

Investigating the Role of real Money Balances in Households' Preferences function in the Framework of the Assets Pricing Models (M-CCAPM): Case study of Iran

Reza Roshan[1]

Received: 21/12/2018 **Accepted: 23/06/2019**

Abstract

In this paper, we try to develop and modify the basic model of the consumption-based capital asset pricing model by adding the growth in real money balances rate as a risk factor in the household's utility function as (M-CCAPM). For this purpose, two forms of utility function with constant relative risk aversion (CRRA) preferences and recursive preferences have been used such that M1 and M2 are considered as inputs in the utility function. After estimating the systems of Euler equations using generalized moments method, MSE, MAE, and HJ criteria were used to select the most suitable model for estimating the share of variable of real money balance. The above criteria show that the model with the input of liquidity (M2) and preferences with constant relative risk aversion is the most appropriate model. The results indicate that the share of real money balance in the utility function of Iranian households is statistically significant and is about 34%. Therefore, considering the contribution of the monetary variable to the utility function which is relatively significant, it is emphasized on its entry into the utility functions used in asset pricing models.

Keywords: Consumption-Based Capital Asset Pricing Models, Real Money Balance, Liquidity, Euler Equations, GMM.
JEL Classification: C52, E32, E50, G12.

1. Assistant Professor of Economics, Faculty of Humanities, Persian Gulf University, (Corresponding Author), Email:re.roshan@pgu.ac.ir