برآورد تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی: رهیافت معادلات اولر

رضا روشن*

چکیده

در این پژوهش با لحاظ تورم در تابع ترجیحات خانوار در قالب مدل قیمت گذاری دارایی مصرف (CCAPM)، تأثیرگذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی در دوره ۱۴۰۰-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفته‌است. در واقع، به‌طور درون‌زا، تورم وارد تابع مطلوبیت شده که هم به مصرف واقعی و هم به مصرف اسمی بستگی دارد که تابعی مناسب برای کارگزار با توهم جزئی پول است. از این رو، از تابع ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین-زین و از یک تابع مطلوبیت توانی غیر بازگشتی با ریسک‌گریزی نسبی ثابت به‌گونه‌ای استفاده‌شده که متغیر رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در عامل تنزیل تصادفی معادلات اولرِ استخراجی ظاهر شود. سپس، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و معیارهای MAE و MSE برای برآورد سیستم معادلات و انتخاب مناسب‌ترین مدل استفاده شد. معیارهای مذکور، برتر بودن ترجیحات بازگشتی را تایید می‌کنند. نتایج پژوهش، بیانگر آن است که پارامتر توهم پولی از نظر آماری معنی‌دار بوده و آماره J هانسن نیز مناسب بودن ابزارها را تایید می‌کند. در مدل برتر، تأثیر توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها ۱۸ درصد است. بنابراین با توجه به میزان تأثیرگذاری توهم پولی بر تابع مطلوبیت که نسبتاً قابل ملاحظه است، لازمست برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی در جهت کنترل تورم و به تبعِ آن کاهش تأثیر گذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها اهتمام ورزند. همچنین توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی، متغیر تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در توابع مطلوبیت استفاده‌شده در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، لحاظ شود.

واژگان کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف، ریسک تورم، توهم پولی، معادلات اولر، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

Key Words: Consumption-Based Capital Asset Pricing Models, Inflation Risk, Money Illusion, Euler Equations, GMM

JEL Classification: G12, G110, E44, E31

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران (نویسنده مسئول) Email:re.roshan@pgu.ac.ir

۱- مقدمه

شواهد گسترده نشان‌می‌دهد که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر مبنای مصرف (CCAPM) ارائه شده توسط لوکاس[۱](۱۹۷۸) و بریدن[۲](۱۹۷۹)، نمی‌توان متوسط بازدهی سهام در داده‌های مقطعی را توضیح داد (بریدن، گیبونز و لیتزنبرگ[۳] (۱۹۸۹)، لباس و لودویگسون[۴](۲۰۰۱)، جوکوبس و ونگ[۵](۲۰۰۴)). برای رفع این مساله، در برخی از پژوهش‌ها برای بهبود عملکرد ساختار مذکور، از متغیرهای دیگر به‌جای رشد مصرف در یک مدل تک عاملی استفاده شد (برای مثال: پارکر و جولیارد[۶] (۲۰۰۵)، جاگانتان و ونگ[۷](۲۰۰۷)، ساوو[۸](۲۰۱۱) و کروئنک[۹](۲۰۱۷)). ازطرف‌دیگر، در ادبیات کلان مالی تمرکزها به‌سمت برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی چند عاملی گرایش پیدا کرد که در آن‌ها از سایر متغیرهای کلان اقتصادی و مالی به‌عنوان عامل ریسک استفاده شد که در این زمینه نیز می‌توان به پژوهش‌ها اپستین و زین[۱۰](۱۹۹۱)، لوستیگ و ون نیوربرگ[۱۱](۲۰۰۵)، یوگو[۱۲](۲۰۰۶)، گومز، کوگان و یو گو[۱۳](۲۰۰۹)، چن و لو[۱۴](۲۰۱۷) اشاره کرد. در ایران نیز پژوهش‌های متعددی در زمینه به‌کارگیری مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌ها صورت گرفته که به برخی از آنها در بخش پیشینه پژوهش اشاره شده‌است. در هیچ یک از پژوهش‌های داخلی، از تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی استفاده نشده است که در پژوهش حاضر تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی وارد الگو شده و با استفاده از آن میزان تأثیرگذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی در بازه‌ی مورد بررسی مورد مطالعه قرار گرفته است. در واقع، نوآوری پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های پیشین که در داخل کشور انجام‌شده، این است که اولاً، با ورود متغیر تورم در تابع ترجیحات خانوار، مدل CCAPM را توسعه داده به‌گونه‌ای که بتوان متغیر تورم را در تابع ترجیحات خانوارها وارد کرد؛ ثانیاً، از ترجیحات بازگشتی و مطلوبیت توانی غیر بازگشتی برای برآورد پارامتر توهم پولی استفاده‌شده است. ثالثاً، در این پژوهش، سیستم معادلات شامل بازده دارایی‌های مختلف مانند نرخ بهره بانکی، بازده سهام، بازده مسکن و بازده دستمزد نیروی کار است و با بهره گیری از ابزارهای متفاوت و مناسب، پارامترهای معادلات برآورد شده‌است. رابعاً فرض شده‌است که سرمایه‌گذار تا حدودی دارای توهم پولی بوده و نمی‌تواند به‌طور کامل مصرف اسمی و حقیقی را در تصمیم گیری برای تخصیص مصرف / دارایی خودش از هم تمیز دهد و مطلوبیت فرد تابعی از مصرف حقیقی و مصرف اسمی وی است و برای تفکیک این دو نوع مصرف از یک تابع مطلوبیت کاب-داگلاس بهره گرفته شده که با جای‌گذاری آن در تابع هدف، به‌همراه قیود شامل ترکیبی از دارایی‌های ریسکی و دارایی بدون ریسک مبادرت به حل سیستم و استخراج معادله اولر

1 Lucas (1978)
2 Breeden (1979)
3 Breeden, Gibbons, and Litzenberger (1989)
4 Lettau and Ludvigson (1989)
5 Jacobs and Wang (2004)
6 Parker and Julliard (2005)
7 Jagannathan and Wang (2007)
8 Savov (2011)
9 Kroencke (2017)
10 Epstein and Zin (1991)
11 Lustig and Van Nieuwerburgh (2005)
12 Yogo (2006)
13 Gomes,Kogan, and Yogo (2009)
14 Chen and Lu (2017)

شامل عامل تورم و ضریب توهم پولی شده‌است. فرآیند مدلسازی در بخش مدل پژوهش و روش برآورد، خواهد آمد. همچنین در بخش تجربی، برآورد ضرایب مربوط به درجه توهم پولی، کشش جانشینی بین دوره‌ای و ریسک‌گریزی، به‌کمک معادلات اولرِ متناظر با ترجیحات بازگشتی و مطلوبیت توانی غیر بازگشتی و با بهره گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و ابزارهای مناسب برآورد شده است. در برآوردها، پارامتر مربوط به پارامتر توهم پولی، مثبت و معنی‌دار شده و بین صفر و یک قرار گرفته است که این موضوع توجیه‌پذیر بودن (از نظر آماری) ورود رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در مدل پژوهش را نشان می دهد.

در ادامه و پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش آمده است. در بخش سوم، مدل پژوهش و روش برآورد ارائه شده، و بخش چهارم به توصیف داده‌ها و نتایج تجربی می‌پردازد. بخش پنجم نیز مربوط به نتیجه گیری و پیشنهادها است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نتایج پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد که معادلات اولر متناظر با مدل پایه‌ای قیمت گذاری دارایی‌ها (CAPM) مبتنی بر تابع مطلوبیت توانی، چگونگی بازدهی دارایی‌ها را به‌درستی توجیه نمی‌نماید (برای مثال: کوچرلاکوتا و پیستافری[۱](۲۰۰۹)، و ساواو[۲] (۲۰۱۱)). در این راستا و برای حل معمای صرف سهام، محققان مختلف در کنار رشد مصرف، متغیرهای دیگری مانند حجم نقدینگی، نرخ بهره و.. را به‌عنوان عوامل ریسکی وارد تابع مطلوبیت نوعی نموده و مدل پایه را توسعه داده و عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را ارتقا دادند. در این مورد می‌توان به پژوهش‌های لوستیگ و ون نیووربرگ[۳](۲۰۰۵)، یوگو (۲۰۰۶)، جاگاناتان و ونگ[۴](۲۰۰۷)، گومز، کوگان و یوگو[۵](۲۰۰۹)، لیو و مایو (۲۰۱۴)، لیو، لئو و او[۶](۲۰۱۶) اشاره کرد. در هیچ‌یک از پژوهش‌های ذکرشده، از رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار رشد مصرف و بازده دارایی‌ها استفاده نشده است. مایو (۲۰۱۸)، برای ورود تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی و تعریف پارامتری که درجه توهم پولی کارگزاران را نشان دهد، یک مدل کلان سه عاملی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها شامل نرخ تورم، رشد مصرف و بازدهی دارایی‌ها در ساختار CCAPM تصریح نمود. چارچوب زمینه‌ای مدل، شامل یک مطلوبیت بین دوره‌ای[۷]بازگشتی است که توسط اپستین- زین و ویل[۸](۱۹۸۹) ارائه شده و در این چارچوب، از یک تابع مطلوبیت درون دوره‌ای[۹]که به هر دو رشد مصرف واقعی و رشد مصرف اسمی (با تصریح یک تابع کاب-داگلاس) وابسته‌است، استفاده‌شده است. مطلوبیت درون دوره‌ای برای حالتی که سرمایه‌گذار با توهم پولی جزئی[۱۰] روبروست مناسب است، چرا که وی نمی‌تواند به‌طور کامل، مصرف واقعی را از مصرف اسمی در تصمیم تخصیص مصرف /

1 Kocherlakota and Pistaferri (2009)
2 Savov (2011)
3 Lustig and Van Nieuwerburgh (2005)
4Gannathan and Wang (2007)
5 Gomes, Kogan, and Yogo (2009)
6 . Liu, Luo, and Zhao (201)
7 Intertemporal Uutility
8Weil (1989)
9 . Intratemporal Utility
10Partial Money Illusion

دارایی خود تمییز دهد. درجه توهم پولی توسط پارامتر توهم پولی (ϵ) نشان داده شده که بین صفر تا یک متغیر است. بنابراین، فرض وجود توهم پولی، به محقق اجازه می‌دهد که مدلی را که در آن از متغیر تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی درون‌زا در کرنل قیمت‌گذاری[1] استفاده می‌شود، ایجاد نماید. بنابراین، سه پارامتر ترجیحات در مدل ایجاد شده وجود خواهد داشت که عبارتند از: ضریب ریسک‌گریزی نسبی، پارامتر توهم پولی، کشش جانشینی بین دوره‌ای. می‌توان مدل دو عاملی شامل ریسک‌های رشد مصرف و بازدهی بازار را به‌عنوان حالت خاصی از مدل سه عاملی اپستین و زین در نظر گرفت. جزئیات بیشتر تصریح این مدل در بخش مدل پژوهش و روش برآورد، آمده است. در ادامه، برخی از پژوهش‌های خارجی و داخلی که در آنها به مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل‌های ریسکی مختلف پرداخته‌شده، مورد بررسی قرار می‌گیرد:

لیو و مایو (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی نقش نرخ‌های بهره برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند. آنها از نرخ بهره به عنوان یک عامل ریسکی و از تابع بازگشتی اپستین-زین استفاده نمودند. نتایج کار آنها نشان‌می‌دهد که عملکرد مدل‌های قیمت گذاری دارایی با ورود نرخ بهره به‌عنوان هزینه فرصت پول، به‌طور معنی‌داری بهتر شده و از نظر آماری عامل ریسکی نرخ بهره معنی‌دار شده‌است.

آدگبوی[2] (۲۰۱۷) در مطالعه خود از یک نسخه تعدیل یافته قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، و داده‌های بازار سهام برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۶ برای اقتصاد نیجریه استفاده کرده و عرضه پول را به‌عنوان نقدینگی وارد چارچوب CCAPM نموده‌است. نتایج پژوهش حاکی از عملکرد بهتر مدل تعدیل شده نسبت به مدل CCAPM است.

کمپبل و همکاران[3] (۲۰۱۸) در کار پژوهشی خود به ورود بی‌ثباتی‌ها در مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌ها CCAPM و بررسی نقش آن پرداخته‌اند. آنان متغیر پاداش ریسک سرمایه گذاری در بازار سرمایه را وارد عامل تنزیل تصادفی نموده و از ترجیحات بازگشتی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و معادلات اولر بهره گرفته‌اند. یافته‌های آنان گویای آن است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای یک سرمایه‌گذار به‌علت کاهش بازدهی‌های انتظاری یا افزایش بی ثباتی در بازدهی دارایی‌ها، تحت‌تأثیر قرار گرفته و کاهش می‌یابد.

مایو[4] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تورم را به‌عنوان عامل ریسکی در کنار رشد مصرف و عامل بازدهی بازار وارد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کرد. او در این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی پرتفوهای متعدد برای دوره ۱۹۶۳-۲۰۱۶ ساخت و از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین در مدل‌های CCAPM استفاده کرد. او در مطالعه خود به این نتیجه رسید که ورود تورم باعث بهبود عملکرد مدل‌های CCAPM نشده و این عامل نمی‌تواند پاداش ریسک برای بازدهی دارایی‌های مختلف را در داده‌های مقطعی توضیح دهد.

1 Pricing Kernel
2 Adegboye Abidemi (2017)
3 Campbell et al. (2018)
4 Maio Paulo (2018)

الکامهی و جو[1](۲۰۲۳) در پژوهشی تحت عنوان ریسک مصرف‌کنندگان دارایی و آزمون CCAPM شرطی، به‌کمک دارایی های متعددی که توسط مصرف‌کنندگان نگهداری می‌شود به آزمون CAPM شرطی پرداختند. آنان با پرتفوهای مختلف شامل پرتفوی سهام، پورتفوی اوراق قرضه و پورتفوی خدمات و کالاها و با داده‌های مختلف مصرف با دوره تناوب متفاوت، مدل را آزمون نموده و نتیجه گرفتند که قیمت دارایی‌های ریسکی نگهداری شده توسط مصرف‌کنندگان، به صورت دوره‌ای متغیر است در حالی که قیمت و ارزش مصرف کل به‌صورت ضد چرخه‌ای عمل می‌نماید.

بدری و همکاران[2](۱۴۰۲)، در پژوهشی به بررسی تأثیر گرایش سرمایه‌گذاری بر کارایی مدل‌های قیمت گذاری عاملی پرداخته اند. آنان معتقدند افزودن عوامل مرتبط با رفتار سرمایه‌گذاران به مدل‌های عاملی کلاسیک به افزایش کارایی آنها کمک می کند. آن‌ها در پژوهش خود متغیر سرمایه‌گذاری را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه نموده و از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای داده‌های ۱۰ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق‌بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ استفاده کردند. نتایج گویای آن است که گرایش سرمایه‌گذاری، قابلیت توضیح دهندگی مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، و سه عاملی فاما و فرنچ را افزایش می‌دهد.

روشن[3](۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی نقش ترازهای واقعی پول در تابع ترجیحات خانوار با چارچوب تعدیل شده مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخت. در این مدل متغیر رشد ترازهای واقعی پولی به‌عنوان یک عامل ریسک در تابع مطلوبیت خانوار وارد شده‌است. نتایج گویای آن است که در بین مدل‌های متعدد شامل متغیر ترازهای واقعی پول، مدل با ورودی حجم نقدینگی و ترجیحات با ریسک‌گریزی نسبی ثابت، مناسب‌ترین مدل است و سهم تراز واقعی پول در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی از نظر آماری معنی‌دار است.

ایزدخواستی[4](۱۳۹۷) با استفاده از روش بهینه‌یابی پویا، متغیر پولی را وارد تابع مطلوبیت کرد و به تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی بر رفاه و مطلوبیت کارگزاران پرداخت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد 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.

محمدزاده و همکاران[5](۱۳۹۵) در مطالعه خود از چارچوب CCAPM و ترجیحات مارشالی بهره گرفته‌اند. آنان پس‌انداز را وارد این ساختار نموده و الگو را برای اقتصاد ایران به کار برده و به استخراج معادلات اولر اقدام کرده‌اند. نویسندگان پژوهش در کار خود از داده‌های فصلی در طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۹ بهره برده و به این نتیجه رسیده‌اند که هرچند که از نظر آماری، متغیر پس انداز معنی‌دار است ولی تأثیرگذاری آن اندک است.

1 Elkamhi & Jo (2023)
2. Badri, et al.. (2024)
3. Roshan. (2019)
4. Izadkhasti (2018).
5. Mohammadzadeh et al (2016)

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

۳-۱- معادلات اولر

در این بخش به اقتباس از مایو (۲۰۱۸)، برای ارزیابی نقش تورم در مدل قیمت گذاری دارایی‌ها، عامل تنزیل تصادفی[1] (SDF) که شامل رشد تورم است استخراج می‌شود. در این راستا فرض کنید تابع مطلوبیت بازگشتی کارگزار نوعی از شکل تابع مطلوبیت بازگشتی که توسط اپستین-زین (۱۹۸۹و۱۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹) معرفی شده تبعیت کند. در این صورت خواهیم داشت:

$$U_t = \left\{(1-\delta)(\upsilon_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۱)$$

که υ_t نشان دهنده مطلوبیت درون دوره‌ای، γ ضریب ریسک‌گریزی نسبی (RRA)[2]، و θ یک پارامتر کمکی است که به‌صورت $\theta = \frac{(1-\gamma)\psi}{\psi-1}$ تعریف می‌شود به‌طوری که ψ کشش جانشینی بین دوره‌ای (EIS)[3] است. این نوع تصریح در ادبیات اقتصاد کلان مالی از محبوبیت بالایی برخوردار است زیرا که از این مزیت برخوردار است که ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای تفکیک شده و مانند تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی ثابت، معکوس همدیگر نیستند. در واقع اگر $\theta = 1$ باشد، تابع مطلوبیت (۱) به تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی ثابت تبدیل می‌شود که پارامتر ریسک‌گریزی نسبی، معکوس کشش جانشینی و $\gamma = \frac{1}{\psi}$ است. می‌دانیم که تابع مطلوبیت جدایی‌پذیر-زمانی[4] استاندارد به‌صورت رابطه (۲) است:

$$U_t = \frac{\upsilon_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (۲)$$

به پیروی از مطالعه با ساک و یان[5] (۲۰۱۰، ۹۱۹-۹۲۱)، فرض کنید تابع مطلوبیت به‌شکل کاب-داگلاس و شامل مصرف حقیقی (C) و سطح قیمت (Π) است و به‌صورت رابطه (۳) تصریح می‌شود:

$$\upsilon_t = C_t^{1-\epsilon}(C_t\Pi_t)^{\epsilon} \quad (۳)$$

که $0 \leq \epsilon \leq 1$ نشان دهنده درجه توهم پولی است. این تصریح برای حالتی مناسب است که سرمایه‌گذار نتواند به‌طور کامل مصرف اسمی ($C\Pi$) و حقیقی را در تصمیم گیری برای تخصیص مصرف / دارایی خود از هم تمیز دهد. هر چه ϵ بزرگ‌تر باشد نشان دهنده تأثیر بیشتر توهم پولی روی تابع مطلوبیت است. اگر هیچ‌گونه توهم پولی وجود نداشته‌باشد $\epsilon = 0$، و در حالتی که

1 Stochastic Discount Factor
2 Constant Relative Risk Aversion
3 Elasticity of Intertemporal Substitution
4 Timeseparable
5 Basak and Yan (2010)

توهم پولی کامل باشد $\epsilon = 1$ است. بنابراین، مقدار ϵ برای یک سرمایه‌گذار با توهم جزئی پول، عددی بین صفر و یک خواهد بود.

پرتفوی سرمایه‌گذار نوعی، ترکیبی از دارایی‌های ریسکی و دارایی بدون ریسک است به‌گونه‌ای که می‌توان پویایی‌های بین آنها در طول زمان را، به‌صورت روابط (۴) و (۵) نشان داد:

$$W_{t+1} = R_{\omega,t+1}(W_t - C_t), \qquad (۴)$$

$$R_{\omega,t+1} = \sum_{i=1}^{N} \omega_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) + R_{f,t+1} \qquad (۵)$$

که در آن W_{t+1} نشان‌دهنده‌ی کل ثروت واقعی در انتهای دوره‌ی $t+1$، $R_{\omega,t+1}$ بازدهی ناخالص واقعی کل ثروت، ω_i وزن متناظر با دارایی ریسکی i در پرتفوی، $R_{i,t+1}$ بازده ناخالص واقعی دارایی i، و $R_{f,t+1}$ نرخ بهره‌ی ناخالص واقعی دارایی بدون ریسک از زمان t تا $t+1$ می‌باشند.

می‌توان شکل کلی معادله‌ی اولر متناظر با مساله پویای ارائه شده در قسمت فوق را به‌صورت رابطه (۶) نوشت:

$$E_t[Q_{t+1}R^e_{i,t+1}] = 0 \qquad (۶)$$

که عامل تنزیل تصادفی (SDF) مربوط به رابطه (۶) برابر خواهد بود با:

$$Q_{t+1} = \delta^\theta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{1-\gamma-\theta} \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R^{\theta-1}_{\omega,t+1} \qquad (۷)$$

رابطه (۷)، نشان‌دهنده یک مدل قیمت گذاری دارایی سه عاملی است که در آن عامل‌ها، رشد مصرف حقیقی ($\frac{C_{t+1}}{C_t}$)، تورم ($\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}$)، و بازدهی حقیقی بازار ($R_{\omega_{i,t+1}}$) هستند. بنابراین در این مدل، تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی درون‌زا در کنار رشد مصرف حقیقی و بازدهی حقیقی بازار، در مدل ظاهر شده‌است.

با جای‌گذاری رابطه (۷) در رابطه (۶) به معادله اولر شماره (۸) خواهیم رسید:

$$E_t\left[\delta^\theta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{1-\gamma-\theta} \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R^{\theta-1}_{\omega,t+1}R^e_{i,t+1}\right] = 0 \qquad (۸)$$

چنانچه در رابطه (۷)، $\theta = 1$ باشد، SDF مربوط به تابع مطلوبیت توانی جدایی‌پذیر، به‌صورت رابطه (۹) خواهد شد:

$$Q_{t+1} = \delta^\theta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} \qquad (۹)$$

بنابراین، معادله اولر نظیر (۹) به‌صورت رابطه (۱۰) است:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R^{e}_{i,t+1}\right]=0 \qquad (۱۰)$$

همچنین، اگر پارامتر توهم پولی ϵ برابر با صفر باشد (در غیاب توهم پولی)، کرنل قیمت‌گذاری مدل پایه‌ای اپستین و زین (۱۹۹۱) در رابطه (۷)، به‌حالت خاص (۱۱) تقلیل می‌یابد:

$$Q_{t+1}=\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\gamma)-\theta}\quad R^{\theta-1}_{\omega,t+1} \qquad (۱۱)$$

در حالت خاص، اگر $\theta=1$ باشد، عامل تنزیل تصادفی (۱۱) به‌صورت رابطه (۱۲) نوشته می‌شود:

$$Q_{t+1}=\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \qquad (۱۲)$$

که همان SDF مربوط به معادله اولر مدل پایه‌ی مصرف است.

شایان‌ذکر است که در بخش تجربی پژوهش، از معادلات اولر (۸) و (۱۰) که متناظر با رهیافت مطلوبیت جدایی‌پذیر ارائه شده توسط اپستین-زین و ویل است، استفاده خواهد شد.

۳-۲- معیارهای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های رقیب

در این قسمت دو معیار میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) که در بخش تجربی از آنها برای تعیین مدل برتر استفاده می‌شود، معرفی می‌شوند.

آماره‌های میانگین قدرمطلق خطاها و میانگین مجموع مجذور خطاها که از آنها برای مقایسه‌ی عملکرد مدل‌های رقیب استفاده می‌شود به‌صورت رابطه‌های (۱۲) و (۱۳) تعریف می‌شود:

$$MAE=\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left|e_{i,T}(b)\right| \qquad (۱۲)$$

$$MSE=\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\left[e_{i,T}(b)\right]^2 \qquad (۱۳)$$

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

٤- بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

٤-١- داده‌های پژوهش و بررسی پایایی متغیرها

در این قسمت ابتدا به معرفی متغیرهای مدل پژوهش پرداخته و آماره‌های توصیفی داده‌ها بررسی‌شده، سپس با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته به بررسی پایایی داده‌ها پرداخته‌شده است، زیرا که لازمه برآورد مدل‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پایا بودن متغیرها است.

در این پژوهش برای هزینه‌های مصرفی از داده‌های متوسط هزینه کل یک خانوار شهری و روستایی که توسط مرکز آمار ایران و از نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار جمع آوری شده، استفاده‌شده است که داده‌های مذکور با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده سال ۱۳۹۵ واقعی شده‌اند. برای متغیر تورم، از داده‌های مربوط به رشد شاخص قیمت‌های مصرف کننده بهره گرفته شده که داده‌های آن از بانک مرکزی ج. ا. ا گرفته شده‌است. دوره‌ی مورد بررسی برای مطالعه‌ی حاضر ۱۴۰۰-۱۳۵۷ است. داده‌های مربوط به نرخ سود بانکی[1](بازده سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار)، بازده شاخص سهام، شاخص بهای خدمات ساختمانی، بازده دستمزد نیروی انسانی (که بر اساس آمار نرخ رشد دستمزد سالیانه نیروی کار به‌دست‌آمده)، همگی از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی ج. ا. ا، بازار بورس اوراق‌بهادار تهران، بانک داده های اقتصادی و مالی اخذ شده‌است. همچنین از آنجایی که در مدل اول که از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین استفاده‌شده، لازم است در کنار بازدهی هر یک از دارایی‌ها، از میانگین بازده یک پرتفوی موزون که شامل سبد دارایی‌های خانوار ایرانی است، استفاده شود. از این رو یک پرتفوی شامل بازده شاخص کل سهام، بازده بخش مسکن، بازده دستمزد و بازده سپرده‌های مدت‌دار تشکیل شده‌است. بازده هر یک از دارایی‌ها توسط وزنی مناسب موزون شده‌است بدین ترتیب که برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس»، 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 سپرده‌های مدت‌دار بخش خصوصی به‌عنوان وزن بهره گرفته شده‌است. پس از محاسبه‌ی مجموع کل حجم دارایی های هر خانوار، حجم هر یک از دارایی‌های استفاده‌شده در سبد دارایی خانوار بر حجم کل دارایی‌ها تقسیم شده تا وزن مربوطه حاصل شود و در نهایت برای محاسبه‌ی متوسط بازدهی پرتفوی خانوار، هر یک از وزن‌ها را در بازدهی هر دارایی ضرب نموده تا میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های به کار رفته در سبد مذکور به‌دست آید و از آن در معادله‌ی (۸) به‌جای $R_{\omega,t+1}$ استفاده شود. ویژگی‌های آماری متغیرهای به کار رفته در پژوهش حاضر در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. خصوصیات آماری متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو سال متوالی	نسبت افزایش قیمت‌ها در دو سال متوالی	بازده مسکن	بازده دستمزد نیروی کار	های بازده سپرده بانکی	بازده سهام	پرتفوی ثروت
علامت اختصاری	$\frac{C_{t+1}}{C_t}$=CONS۱۰	$\frac{M_{1t+1}}{M_{1t}}$=INF1INF0	HOUS	LABOR	RATE	SAHAM	PORTFO
میانگین	۱/۰۲	۱/۱۲	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۱۷	۰/۴۱	۰/۲۷
معیارانحراف	۰/۰۶	۰/۵۳	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۵۶	۰/۱۳
ماکزیمم	۱/۱۲	۳/۲۵	۰/۵۳	۰/۴۵	۰/۲۳	۱/۸۷	۰/۷۹
مینیمم	۰/۹۲	۰/۴۲	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۱	-۰/۲۲	۰/۰۹
میانه	۱/۰۳	۱/۰۷	۰/۱۷	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۲۶	۰/۲۰
آدرس اخذ داد ها	https://tsd.cbi.ir/ و http://databank.mefa.ir	https://tsd.cbi.ir/	https://tsd.cbi.ir/	https://d-learn.ir/p/iran-minimum-wage-data/	https://tsd.cbi.ir/	https://tsd.cbi.ir/ و https://www.tsetmc.com/	یافته‌های پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] هرچند که نوسانات این متغیر ناچیز است ولی از سطح متغیر (به عنوان بازدهی سپرده ها و نه نوسانات آن) که رقم قابل توجه ای است، در محاسبات استفاده شده است

همانطوری که بیان شد چون در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد پارامترهای معادلات اولر استخراج شده، استفاده می‌شود، لازم است که پایایی متغیرهای مورد استفاده مورد بررسی قرار گیرد. از این رو نتایج بررسی پایایی متغیرها با استفاده از معیار دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول (۲) ارائه شده‌است.

جدول ۲. نتایج بررسی پایایی متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF
نسبت مصرف در دو سال متوالی	CONS۱۰	با عرض از مبدأ	-۴/۶۸	-۳/۵۹
نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی	INF1INF0	با عرض از مبدأ	-۶/۲۹	-۳/۵۹
بازده مسکن	HOUS	با عرض از مبدأ	-۴/۲۱	-۳/۵۹
بازده دستمزد نیروی کار	LABOR	با عرض از مبدأ	-۶/۵۶	-۳/۵۹
بازده سپرده‌های بانکی	RATE*	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۱۹	-۳/۵۳
بازده سهام	SAHAM*	با عرض از مبدأ	-۳/۰۶	-۲/۹۷
پرتفوی ثروت	PORTFO	با عرض از مبدأ	-۵/۶۹	-۳/۵۹

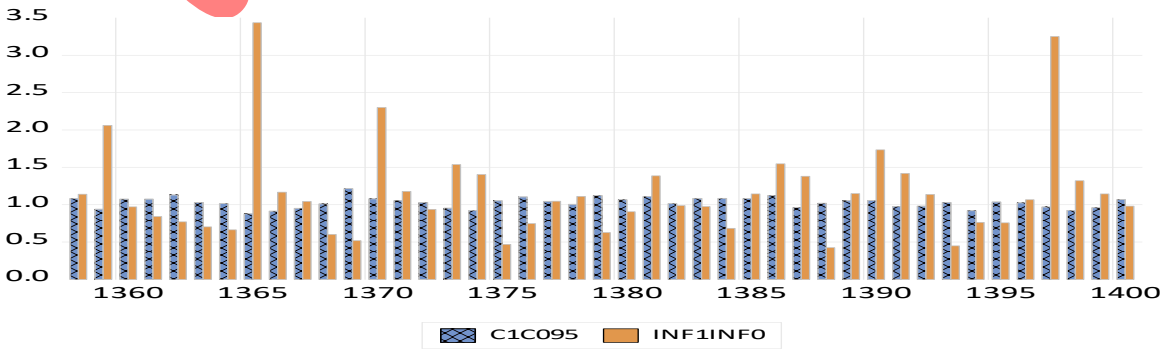
منبع: یافته‌های پژوهش

- مواردی که با * مشخص شده، در سطح معنی‌داری ۵٪ پایا هستند. سایر موارد در سطح ۱٪ نیز پایا می‌باشندو

نتایج مندرج در جدول (۲)، حاکی از آن است که کلیه متغیرهای استفاده‌شده در معادلات پژوهش، پایا هستند؛ و آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته پایایی متغیرها را تایید می‌نماید.

برای آگاهی از وضعیت دو متغیر اصلی پژوهش که در تابع مطلوبیت (تابع هدف) از آنها استفاده‌شده است، در نمودار (۱) برای بازه ۱۴۰۰-۱۳۵۷ وضعیت دو متغیر «نسبت مصرف در دو سال متوالی» (*c1c095*) و» نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی «(*inf1inf0*) به تصویر کشیده شده‌است. همان طور که مشاهده می‌شود نسبت مصرف در دو سال متوالی بسیار هموارتر از "نسبت قیمت‌ها" در دو سال متوالی است به‌ویژه اینکه، این تغییرات ناگهانی و قابل ملاحظه در متغیر *nf1inf0* در سال‌های ۵۹، ۶۵، ۷۰ و ۹۷ بیشتر از دیگر سال‌ها مشاهده می‌شود که می‌تواند ناشی از شروع جنگ تحمیلی، کم بودن تورم در سال ماقبل یعنی سال ۱۳۶۴، کم بودن تورم در سال ماقبل یعنی سال ۱۳۶۹ به‌علت پایان یافتن جنگ و افزایش مجدد در سال بعد، افزایش یک‌باره تورم در سال ۱۳۹۶ از ۹/۶ به ۳۱ در سال ۱۳۹۷ به‌علت خروج ایالات متحده از برجام و بازگشت تحریم‌ها باشد و این در حالی است که در بازه مورد بررسی، مصرف همواره صعودی و رشد آن هموار بوده است.

نمودار ۱. مقایسه دو متغیر «نسبت مصرف در دو سال متوالی» (*c1c095*) و» نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی «(*inf1inf0*) برای برای بازه ۱۴۰۰-۱۳۵۷



منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٢- برآورد معادله اولر و برآورد ضریب تأثیر میزان توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارها با ترجیحات بازگشتی

پس از اطمینان از پایایی متغیرها، نتایج برآورد هر یک از مدل‌های پژوهش ارائه می‌شود تا میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی تعیین شود. برای این منظور، یکبار از مدل با ترجیحات بازگشتی و یکبار هم از تابع مطلوبیت توانی جدایی‌پذیر غیر بازگشتی (در معادله (۸) مقدار پارامتر $\theta = 1$ قرار داده می‌شود) استفاده می‌شود. سپس به‌دلیل غیرخطی بودن مدل‌های پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می‌شود. در این روش باید متغیرهای ابزاری به‌گونه‌ای انتخاب شود که با جملات خطا همبستگی سریالی نداشته‌باشند و استفاده از این متغیرها بتوانند برآوردهای معنی‌دار و قابل قبولی را برای ضرایب مدل ارائه دهد. همچنین لازم به توضیح است که از آنجایی که برای برآورد ضرایب، روش GMM از الگوریتم‌های غیر خطی استفاده می‌شود، لذا این روش برای به‌دست آوردن اکسترمم‌های معادله، نیاز به مقداردهی اولیه به پارامترهای مدل دارد و روش‌های غیرخطی به این مقادیر اولیه حساس هستند. از این رو، در این پژوهش با مقادیر اولیه‌ی متعدد و متغیرهای ابزاری مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای بکاررفته در مدل به‌همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده‌شده است. در این پژوهش، ابتدا مدل به‌کارگیری شده برای برآورد تعیین میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارها، شامل معادله اولری است که در آن از ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین- زین استفاده‌شده است و ترجیحات از نوع جدایی‌پذیر در طول زمان است.

در بین مدل‌های مختلف برآورد شده با بهره گیری از متغیرهای ابزاری و مقدار دهی اولیه، نتایج به‌کارگیری روش GMM برای برآورد ضرایب بهترین مدل برای معادله اولر (۸) که دارای ترجیحات بازگشتی بوده و از تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عوامل ریسکی رشد مصرف و پرتفوی بازدهی دارایی‌ها استفاده‌شده، در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل اول با وجود تورم به‌عنوان عامل ریسکی در SDF معادله اولر و ترجیحات بازگشتی با روش GMM

مقادیر اولیه $(\kappa, \gamma, \epsilon, \delta)$	ϵ	γ	θ	آماره J خروجی نرم‌افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(۱/۳۰،۰/۲،۷/۵ ،۰/۴)	۰/۱۸ (۰/۰۰۰)*	۵۰/۴۷ (۰/۰۰۰)*	۴/۴۳ (۰/۰۰۰)*	۰/۲۷	۱۱/۳۴	۳۷/۵۶
آزمون‌های تشخیصی						
آزمون		مقدار آماره		مقدار احتمال (P_value)		
خودهمبستگی سریالی AR(1)		۲۸/۴۶		۰/۰۳۷		
خودهمبستگی سریالی AR(2)		۲۹/۴۷		۰/۵۹		

* مقادیر مربوط به‌احتمال (p-value) آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و, C1C0(-1), RATE(-1) HOUS(-2),labor(-2), inf1inf0(-1) می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۳)، در این مدل که در تابع مطلوبیت آن از ترجیحات بازگشتی استفاده‌شده است، ضریب ϵ که نشان دهنده‌ی میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۱۸ است. آماره t ضرایب برآوردی نشان‌دهنده آن است که کلیه‌ی ضرایب در سطح اطمینان اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار هستند. سازگاری برآورد 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. چنانچه مقدار آماره‌ی J مدل برآوردشده (خروجی نرم‌افزار ایویوز) در تعداد مشاهدات ضرب شود، مقدار حاصل دارای توزیع کای-دو می‌شود، به‌طوری که درجه آزادی توزیع کای-دوی حاصل، از حاصل‌ضرب تعداد ابزارها در تعداد معادلات سیستم، منهای تعداد پارامترها به‌دست می‌آید. 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 می‌شود. آماره J خروجی مدل توسط نرم‌افزار برابر ۰/۲۷ است که متعاقب آن، آماره محاسباتی برای مدل ۱۱/۳۴ می‌شود که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۳۷/۵۶ کمتر است که تایید‌کننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. همچنین، آرلانو و باند (۱۹۹۱) قائلند که در برآورد GMM باید جملات اخلال دارای همبستگی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی مرتبه دوم AR(2) نباشند (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰، ۱۵). نتایج آزمون خودهمبستگی‌های مرتبه اول و دوم در سطرهای انتهایی جدول (۳) آمده است.

٤-۳- برآورد معادله اولر و برآورد ضریب تأثیر میزان توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارها با مطلوبیت توانی غیر بازگشتی $(\theta = 1)$

در جدول (۴) نتیجه برآورد ضرایب برای بهترین مدل از بین مدل‌های مختلفِ برآورد شده با بهره گیری از متغیرهای ابزاری و مقداردهی اولیه، مبتنی بر معادله اولر (۱۰) که مدل تقلیل یافته (۸) با $(\theta = 1)$ است، ارائه شده‌است. در واقع در این مدل، تابع مطلوبیت به تابع مطلوبیت توانی با ریسک‌گریزی نسبی ثابت تبدیل شده که در آن، پارامتر ریسک‌گریزی نسبی و ضریب کشش جانشینی معکوس یکدیگرند. همچنین، در این مدل نیز از تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عامل ریسکی رشد مصرف استفاده‌شده است، شایان‌ذکر است که از روش GMM برای برآورد ضرایب مدل استفاده‌شده است.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل دوم با وجود تورم به‌عنوان عامل ریسکی در SDF معادله اولر و تابع مطلوبیت توانی با روش GMM

مقادیر اولیه (γ, ϵ)	ϵ	γ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(0/1، 6/1)	0/04 (۰/۰۰۰۰۱)*	۳۹/۷۸ (۰/۰۰۰۰)*	۰/۲۷	۱۰/۸	۴۰/۲۹
آزمون‌های تشخیصی					
آزمون		مقدار آماره		مقدار احتمال (P_value)	
خودهمبستگی سریالی AR(1)		۲۸/۱۳		۰/۰۳۰	
خودهمبستگی سریالی AR(2)		۲۹/۱۲		۰/۶۱۳	

* مقادیر مربوط به‌احتمال (p-value) آزمون t در سطح معنی داری ۵ درصد

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و, C1C0(-3) HOUS(-1),labor(-1), inf1inf0(-3) می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۴)، در این مدل که در آن از تابع مطلوبیت توانی غیر بازگشتی استفاده‌شده است، ضریب ϵ که نشان دهنده‌ی میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۰۴ است، آماره J خروجی مدل توسط نرم‌افزار برابر ۰/۲۷ است که متعاقب آن، آماره محاسباتی برای مدل ۱۰/۸ می‌شود که از مقدار بحرانی جدول یعنی ۴۰/۲۹ کمتر است که تایید‌کننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. نتایج آزمون‌های تشخیصی جملات اختلال مدل

در سطرهای انتهایی جدول (۴) آمده است، که بیانگر خودهمبستگی AR(1) و عدم خودهمبستگی AR(2) در بین باقیمانده‌ها است.

٤-٤- انتخاب مدل برتر با استفاده از معیارهای انتخاب مدل‌های رقیب

برای مقایسه عملکرد دو مدل برازش شده، از معیارهای میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) برای دو مدل برآوردشده استفاده می‌شود، نتایج مقایسه دو معیار در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج معیارهای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های رقیب

نام مدل	MAE	MSE
مدل اول با ترجیحات بازگشتی	۰/۴۵۶	۱۰۲/۹۹
مدل دوم با ترجیحات غیر بازگشتی	۰/۵۰۲	۱۹۰/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که از جدول (۵) پیداست مدل با ترجیحات بازگشتی دارای کمترین مقدار برای هر دو معیار است؛ به‌طوری که اندازه‌ی آماره‌های MAE و MSE آن به‌ترتیب برابر ۰/۴۵۶ و ۱۰۲/۹۹ است. بنا براین، مدل ترجیحات بازگشتی مدل برتر جهت بررسی تأثیرگذاری میزان توهم پولی در تابع مطلوبیت خانوار ایرانی است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تغییرات قیمت‌ها و توهم پولی، همچنین قیمت‌های اسمی و حقیقی کالاها از مسائل مهم اقتصادی است که تمیز بین آنها برای برنامه‌ریزی کارگزاران اقتصادی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل، سعی شد در این پژوهش با توسعه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، در کنار رشد مصرف، رشد قیمت‌ها نیز به‌عنوان یک عامل ریسکی در تابع مطلوبیت مصرف کننده در نظر گرفته شود و وارد عامل تنزیل تصادفی معادلات اولر شود تا بتوان از طریق آن میزان تأثیرگذاری توهم پولی را بر تابع مطلوبیت اندازه گرفت. از این رو، ابتدا یک مدل را با استفاده از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین ایجاد کرده سپس، با تحدید مدل به یک مدل با تابع مطلوبیت توانی و غیر بازگشتی، اقدام به استخراج معادلات اولر مربوطه شد. سپس، برای تعیین میزان تأثیرگذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی، از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۵۷ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شد. پس از برآورد هر مدل با متغیرهای ابزاری مختلف، با استفاده از آماره‌ی J هانسن، مدل با متغیرهای ابزاری صحیح که شروط تعامدی را برقرار می‌سازند، انتخاب شد. یافته‌ها گویای آن است که در مدل اول که در آن از ترجیحات بازگشتی استفاده شد، تأثیر توهم پولی بر مطلوبیت مصرف‌کنندگان ۰/۱۸ است. آماره J خروجی مدل توسط نرم تاییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. بنابراین با توجه به‌مقدار آمار J، معنی‌دار بودن ضرایب و انطباق علائم با انتظارات تئوریک، ورود متغیر رشد تورم در معادله اولر مبتنی بر ترجیحات بازگشتی توجیه‌پذیر است، و نتایج این مدل حاکی از تأثیر هیجده درصدی توهم پولی بر مطلوبیت است. همچنین، در مدل دوم که مقید شده‌ی مدل اول بوده و در آن از مطلوبیت توانی و غیر بازگشتی استفاده شد، تأثیر توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی ۰/۰۳

است در هر دو برآورد، کلیه‌ی ضرایب از نظر آماری معنی‌دار بوده و آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات باقیمانده‌ها نیز، صحت برآوردها را تایید می‌نمایند. پس از برآورد مدل‌های مذکور، از معیارهای میانگین قدرمطلق خطاها (MAE) و میانگین مجموع مجذور خطاها (MSE) برای انتخاب مدل برتر در بین مدل‌های برازش شده، استفاده شد. نتایج نشان داد که مدل با ترجیحات بازگشتی دارای کمترین مقدار برای دو آماره‌ی مذکور است. از این رو، این مدل به‌عنوان مدل برتر انتخاب شد که نشان دهنده‌ی آن است که میزان تأثیر توهم پولی بر تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی در طی دوره‌ی مورد بررسی برابر ۱۸ درصد است. بنابراین، معنی‌دار بودن ضرایب و آماره‌های برازش مدل‌ها، گویای آن است که ورود داده‌های مربوط به رشد تورم در مدل های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عامل ریسکی رشد مصرف و پرتفوی بازده دارایی ها، معنی‌دار بوده و از این طریق می‌توان با استفاده از مطالب ارائه شده در بخش مبانی نظری پژوهش حاضر، به برآورد میزان تأثیرگذاری درجه توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها و توسعه مدل‌های CCAPM اقدام نمود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که محققان در بهره‌گیری از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه، از عامل ریسکی رشد تورم نیز در کنار سایر عوامل استفاده نمایند. همچنین با توجه به تأثیرگذاری نسبی توهم پولی بر مطلوبیت خانوارها، لازم است سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان با کاهش و کنترل قیمت‌ها، در جهت انطباق بیشتر مطلوبیت خانوارها با واقعیات اقتصادی اهتمام ورزند.

References

- Adegboye, Abidemi. (2017). The Consumption-Oriented Capital Asset Price Model in the Nigerian Stock Exchange. *Journal of Applied Statistics*, **8**(2):117-140.
- Badri, Milad, Ebrahimi Sarve Oliya, Mohammad Hassan, & Sargolzaei, Mostafa. (2024). Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor models. *The Journal of Economic Policy*, **15**(30):67-94, doi: 10.22034/EPJ.2024.20221.2444.(In Persian)
- Basak, S., & H., Yan. (2010). Equilibrium asset prices and investor behavior in the presence of money illusion: A preference-based formulation. *The Review of Economic Studies*, **77**(3): 914-936, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.623561..
- Breeden, D. T., M. R. Gibbons, & R. H. Litzenberger. (1989). Empirical test of the consumption-oriented CAPM. *Journal of Finance*, **44**(2): 231–262, https://doi.org/10.2307/2328589.
- Breeden, D.T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, **7**(3): 265–296, https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90016-3.
- Campbel, l Y. John, Giglio, Stefan, Polk, Christopher. (2018). An intertemporal CAPM with stochastic volatility. *Journal of Financial Economics*, **128**(2): 207-233, DOI: 10.1016/j.jfineco.2018.02.011.
- Chen, Z., & A. Lu. (2017). Seeing the unobservable from the invisible: The role of CO2 in measuring consumption risk. *The Review of Finance*, **12**(3): 1-47, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2130823.
- Elkamhi, Redouane, & Jo, Chanik. (2023). Asset holders' consumption risk and tests of conditional CCAPM. *Journal of Financial Economics*, **148**(3): 220-224, https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2023.04.002.

- Epstein, L.G., & S.E. Zin. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. *Journal of Political Economy*, **99**(2): 263–286, https://doi.org/10.2307/1913778.
- Gomes, J., L. Kogan, & M. Yogo. (2009). Durability of output and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, **117**(5): 941–986, https://doi.org/10.1086/648882.
- Izadkhasti, Hojjat. (2018). 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. (In Persian)
- Jacobs, K., & K.Q. Wang. (2004). Idiosyncratic consumption risk and the cross section of asset returns. *Journal of Finance*, **59**(5): 2211–2252, DOI:10.2139/ssrn.302172.
- Jagannathan, R., & Y. Wang. (2007). Lazy investors, discretionary consumption, and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance* **62**(4): 1623–1661, DOI:10.2139/ssrn.641682.
- Kocherlakota, N., & L. Pistaferri. (2009). Asset pricing implications of Pareto optimality with private information. *Journal of Political Economy*, **117**(3): 555–590,DOI: 10.1086/599761.
- Kroencke, T.A. (2017). Asset pricing without garbage. *Journal of Finance*, **72**(1):47–98, https://doi.org/10.1111/jofi.12438.
- Lettau, M., & S.C. Ludvigso. (2001). Resurrecting the (C) CAPM: A cross sectional test when risk premia are time-varying. *Journal of Political Economy*, **109**(6): 1238–1287, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.935320
- Lioui, A., & P. Maio. (2014). Interest rate risk and the cross-section of stock return. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **49**(2): 83-511, DOI: 10.2139/ssrn.1571481.
- Lucas, R.E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, **46**(6): 1429–1445, https://doi.org/10.2307/1913837.
- Lustig, H., & S. Van, Nieuwerburgh. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical perspective. *Journal of Finance*, **60**(3): 1167–1219, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00759.x.
- Maio Paulo. (2018). Does inflation explain equity risk premia? Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3097493.
- Mohammadzadeh, Azam , Shahyaki tash, Mohammad nabi, & Roshan, Reza. (2016). Adjusted Consumption Capital Asset Pricing Model, According to the Marshall Preferences (Case Study: Iran). *Journal of Economic Modeling Research*, **7**(25):7-22, doi:10.18869/acadpub.jemr.7.25.7. (In Persian)
- Nadiri, Mohammad, & teymoor, Nohammadi. (2011). Estimating an Institutional Structure in Economic Growth Using GMM Dynamic Panel Data Method. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, **5**(15): 1-137. (In Persian).
- Parker, J., & C. Julliard. (2005). Consumption risk and the cross section of expected returns. *Journal of Political Economy*, **113**(1): 185–222, https://doi.org/10.1086/426042.
- Roshan, Reza. (2019). 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**.** *Journal of Economic Modeling Research*, **10**(36): 163-194, doi: 10.29252/jemr.9.36.163. (In Persian)
- Savov, A. (2011). Asset pricing with garbage. *Journal of Finance*, **66**(1): 177–201, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01629.x.
- Weil, P. (1989). The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of Monetary Economics*, **24**(3): 401–421, https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90028-7.
- Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. *Journal of Finance*, **61**(2): 539–580, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x.

پیوست

ترجیحات بازگشتی و استخراج معادلات اولر پژوهش حاضر

در این قسمت چگونگی به‌دست آمدن معادله اولر پژوهش تشریح‌شده است. از این رو یک مدل بر پایه‌ی ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین-زین (۱۹۸۹و۱۹۹۱) معرفی می‌شود از این رو از یک تابع کار داگلاس به‌صورت $\upsilon_t = C_t^{1-\epsilon}(\Pi_t)^{\epsilon}$ (البته در متن پژوهش از $C_t\Pi_t$ یعنی نسبتی از افزایش قیمت‌ها استفاده‌شده ولی در اینجا برای سادگی و پرهیز از دخالت دادن یک ضریب ثابت و بدون آنکه به کلیت کار لطمه‌ای وارد شود از ضریب ثابت C_t چشم پوشی شده‌است)، در تابع مطلوبیت کل استفاده می‌شود به‌طوری که در تابع مطلوبیت آن در کنار مصرف، از تورم نیز استفاده شود.

$$U_t = \left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۱)$$

که ψ کشش جانشینی بین دوره‌ای است و θ یک پارامتر کمکی که به‌صورت $\theta = \frac{(1-\gamma)\psi}{\psi-1}$ تعریف می‌شود. یکی از مزایای این نوع تصریح، امکان جداسازی ریسک‌گریزی نسبی از کشش جانشینی بین دوره‌ای است که این‌امر باعث محبوبیت این نوع ترجیحات در ادبیات مربوطه شده‌است. اگر $\theta = 1$ که به معنی آن است که پارامتر ریسک‌گریزی نسبی معکوس کشش جانشینی است $\gamma = \frac{1}{\psi}$، به همان ترجیحات استفاده‌شده در مدل دیگر پژوهش خواهیم رسید که حالت خاصی از مدل اول است.

بنابراین مسئله بین دوره‌ای سرمایه‌گذار نوعی همراه با قیود آن به‌صورت (۲) تا (۴) می‌توان نوشت:

$$\max_{C_t,\Pi_t,\{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} U_t = \left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۲)$$

$$s.t.\ W_{t+1} = R_{\omega,t+1}\left(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}\Pi_t\right) \quad (۳)$$

$$R_{\omega,t+1} = \sum_{i=1}^{N}\omega_{i,t}\left(R_{i,t+1} - R_{r,t+1}\right) + R_{r,t+1} \quad (۴)$$

مسئله (۲) را می‌توان در قالب یک برنامه ریزی پویا به‌صورت رابطه (۵) تنظیم نمود:

$$J(W_t) \equiv \max_{C_t,\Pi_t,\{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} U_t\left\{(1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (۵)$$

با قیود (۳) و (۴).

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

$$(1-\epsilon)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1}\Pi_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}} = \frac{\delta}{1-\delta}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[J(W_{t+1})^{-\gamma}J_W(W_{t+1})R_{\omega,t+1}] \quad (۶)$$

$$\epsilon\, C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)}\Pi_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}-1}\frac{R_{f,t+1}}{R_{f,t+1}-1} = \frac{\delta}{1-\delta}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[J(W_{t+1})^{-\gamma}J_W(W_{t+1})R_{\omega,t+1}] \quad (۷)$$

همانند اپستین و زین (۱۹۹۱)، فرض می‌شود که تابع مقدار را بتوان به‌صورت نسبتی از ثروت نوشت. یعنی:

$$J(W) = \emptyset_t W_t \quad (۸)$$

با جای‌گذاری (۸) در (۶)، و با استفاده از قانون انتظارات تکراری و قید بودجه (۳) می‌توان نوشت:

$$C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1}\Pi_t^{\epsilon\frac{1-\gamma}{\theta}} = \frac{\delta}{1-\delta}\frac{1}{1-\epsilon}[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}}\left(W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}\Pi_t\right)^{-1} \quad (۹)$$

به‌علاوه، تابع مقدار در (۵) را می‌توان به‌صورت رابطه (۱۰) نوشت:

$$J(W_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} - (1-\delta)(C_t^{1-\epsilon}\Pi_t^{\epsilon})^{\frac{1-\gamma}{\theta}} = \delta[E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}} \quad (۱۰)$$

با جای‌گذاری (۱۰) در (۹) و بعد از تعداد عملیات جبری، شکل تابعی برای تابع مقدار به‌صورت رابطه (۱۱) به‌دست می‌آید:

$$J(W) = (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{\Pi_t}{C_t}\right)^{\epsilon}W_t = \emptyset_t W_t \quad (۱۱)$$

که

$$\emptyset_t \equiv (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}(1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}}\left(\frac{\Pi_t}{C_t}\right)^{\epsilon} \quad (۱۲)$$

[1] First Order Condition

با جای‌گذاری (۱۱) در (۹)، به معادله‌ی اولر برای بازدهی روی پرتفوی بازار خواهیم رسید:

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}\left(\frac{W_{t+1}}{W_t-C_t-\frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}}\Pi_t}\right)^{\theta}\right]=1 \qquad (۱۳)$$

$$\Leftrightarrow$$

$$E_t\left[\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R_{\omega,t+1}^{\theta}\right]=1 \qquad (۱۴)$$

که رابطه (۱۴) دلالت بر این دارد که SDF برابر است با:

$$\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)}R_{\omega,t+1}^{\theta} \qquad (۱۵)$$

نسخه رودآینه