

## Estimating the effect of money illusion on the utility function of Iranian households: With GMM approach

Reza Roshan\*<sup>1</sup>

Received: 23-04-2024

Accepted: 06-08-2024

### Extended Abstract

**Purpose:** Extensive evidence shows that consumption-based asset pricing models (CCAPM) proposed by Lucas (1978) and Breeden (1979) have failed to explain average stock returns in cross-sectional data. In this context, we can refer to the studies of Breeden, Gibbons and Litzenberg (1989), Letas and Ludwigson (2001), and Jacobs and Wong (2004). In response to this failure, several studies used other variables than consumption growth in a single-factor model to improve the performance of the mentioned structure (such as Parker and Julliard (2005), Jaganthan and Wong (2007), Savo (2011) and Kroenke (2017)). In none of the domestic studies, inflation has been used as a risk factor. Therefore, this study aims to fill this gap by focusing on the impact of monetary illusion on the desirability of Iranian households in the period under review. In fact, this research is of novelty compared to the previous studies conducted inside the country. Firstly, with the inclusion of the inflation variable in the household preferences function, the CCAPM model has been developed in such a way that the inflation variable can be included in the household preferences function. Secondly, reversible preferences and non-reversible power utility have been used to estimate the monetary illusion parameter. Thirdly, in this research, the system of equations includes the return of various assets such as bank interest rate, stock return, housing return and labor wage return, and the parameters of the equations have been estimated by using different appropriate tools.

**Methodology:** In order to include inflation as a risk factor and define a parameter that shows the degree of monetary illusion of brokers, Mayo (2018) specified a three-factor macro model for asset pricing including inflation rate, consumption growth and asset yield in the CCAPM structure. The underlying framework of the model includes a recursive inter-period utility presented by Epstein-Zine and Weil (1989). This framework made use of an intra-period utility function that corresponds to both real consumption growth and nominal consumption growth (with the specification a Cobb-Douglas function). Intra-period utility is appropriate for a case where the investor

---

<sup>1</sup>. Corresponding Author. Associate Professor of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: re.roshan@pgu.ac.ir

faces a partial monetary illusion, which is because he cannot fully distinguish real consumption from nominal consumption in his consumption/asset allocation decision. The degree of monetary illusion is represented by the monetary illusion parameter ( $\epsilon$ ), which varies from zero to one. Therefore, the assumption of monetary illusion allows the researcher to create a model in which the inflation variable is used as an endogenous risk factor in the pricing kernel. In this regard, there are three preferences parameters in the created model, including relative risk aversion coefficient, monetary illusion parameter, and inter-period substitution elasticity.

In this study, inflation is included in the function of households' preferences in the form of consumption capital asset pricing model (CCAPM) so as to estimate the impact of money illusion on the utility of Iranian households in the period of 1978-2021. To this end, the recursive preferences function provided by Epstein-Zin and a non-recursive power utility function with constant relative risk aversion are used in such a way that the inflation growth variable appears as a risk factor in the stochastic discount factor of the derived Euler equations. In fact, inflation arises endogenously in the pricing kernel by assuming an intra-temporal utility that depends on both real and nominal consumption. This suits an investor with partial money illusion. Then, the generalized moments method (GMM), MAE and MSE criteria are used to estimate the systems of equations and select the most appropriate model.

**Findings and discussion:** After the mentioned models are estimated, the mean absolute magnitude of errors (MAE) and mean squared errors (MSE) criteria are used to select the best model among the fitted ones. The results show that the model with recursive preferences has the lowest values for the two mentioned statistics. Therefore, this model is chosen as the best one, based on which the effect of monetary illusion on the utility function of Iranian households has been 18% during the period under review. The criteria prove the superiority of recursive preferences. The results of the research also indicate that the money illusion parameter is statistically significant, and Hansen's J statistics confirm the appropriateness of the instruments. In the superior model, the effect of money illusion on the desirability of households is 0.18. The significance of the coefficients and the fit statistics of the models show that the inclusion of the data related to inflation growth in capital asset pricing models as a risk factor alongside the risk factor of consumption growth and asset return portfolio is significant.

**Conclusions and policy implications:** The findings show that, in the first model where return preferences are used, the effect of monetary illusion on consumers' desirability is 0.18. Also, in the second model, which is bounded by the first model and involves non-reversibility and ability utility, the effect of monetary illusion on the utility of Iranian households is 0.03. In both estimates, all the coefficients are statistically significant, and the diagnostic tests for the remaining phrases confirm the correctness of the estimates. After the models are estimated, the mean absolute magnitude of errors (MAE) and the mean squared errors (MSE) criteria are used to select the best model among the fitted ones. The results show that the model with recursive preferences has the lowest values in the two types of statistics. Therefore, this model is chosen as the best one. Based on it, the effect of monetary illusion on



Yazd University

# The Journal of Economic Policy

*Biquarterly Journal of Economic Research*

**Original Research Article/ Vol. 16, No. 32, Autumn and Winter 2024, P: 68-92**

the utility function of Iranian households is found to have been 18% during the period under review. Considering the relative impact of monetary illusion on the utility of households, it is necessary for policy makers and planners to reduce and control prices in order to better adapt the utility of households to economic realities.

**Keywords:** consumption-based capital asset pricing models, inflation risk, money illusion, Euler equations, GMM

**JEL Classification:** E44, E31, G11, G12.

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

رضا روشن<sup>۱</sup>

دریافت: ۱۴۰۳-۰۲-۰۴

پذیرش: ۱۴۰۳-۰۵-۱۶

## چکیده

در این پژوهش با لحاظ تورم در تابع ترجیحات خانوار در قالب مدل قیمت گذاری دارایی مصرف (CCAPM)، تأثیر گذاری توهم پولی بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی در دوره ۱۴۰۰-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفته است. در واقع، به طور درون‌زا، تورم وارد تابع مطلوبیت شده که هم به مصرف واقعی و هم به مصرف اسمی بستگی دارد که تابعی مناسب برای کار گزار 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 به گونه‌ای استفاده شده که متغیر رشد تورم به‌عنوان یک عامل ریسکی در عامل تنزیل تصادفی معادلات اولر 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 تأثیر گذاری توهم پولی بر تابع مطلوبیت که نسبتاً قابل ملاحظه است، لازمست برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی در جهت کنترل تورم و به تبع 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 استفاده شده در مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌ها، لحاظ شود.

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

طبقه‌بندی JEL: G12, G110, E44, E31

<sup>۱</sup>. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران

## ۱- مقدمه

شواهد گسترده نشان می‌دهد که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر مبنای مصرف (CCAPM) ارائه شده توسط لوکاس<sup>۱</sup> (۱۹۷۸) و بریدن<sup>۲</sup> (۱۹۷۹)، نمی‌توان متوسط بازدهی سهام در داده‌های مقطعی را توضیح داد (بریدن، گیونز و لیتزبرگ<sup>۳</sup> (۱۹۸۹)، لباس و لودویگسون<sup>۴</sup> (۲۰۰۱)، جوکوبس و ونگ<sup>۵</sup> (۲۰۰۴)). برای رفع این مسئله، در برخی از پژوهش‌ها برای بهبود عملکرد ساختار مذکور، از متغیرهای دیگر به جای رشد مصرف در یک مدل تک عاملی استفاده شد (برای مثال: پارکر و جولیارد<sup>۶</sup> (۲۰۰۵)، جاگانتان و ونگ<sup>۷</sup> (۲۰۰۷)، ساوو<sup>۸</sup> (۲۰۱۱) و کروئنک<sup>۹</sup> (۲۰۱۷)). از طرف دیگر، در ادبیات کلان مالی تمرکزها به سمت برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی چند عاملی گرایش پیدا کرد که در آن‌ها از سایر متغیرهای کلان اقتصادی و مالی به عنوان عامل ریسک استفاده شد که در این زمینه نیز می‌توان به پژوهش‌ها اپستین و زین<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۱)، لوستیگ و ون نیوربرگ<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۵)، یوگو<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۶)، گومز، کوگان و یوگو<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۹)، چن و لو<sup>۱۴</sup> (۲۰۱۷) اشاره کرد. در ایران نیز پژوهش‌های متعددی در زمینه به کارگیری مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها صورت گرفته که به برخی از آنها در بخش پیشینه پژوهش اشاره شده است. در هیچ‌یک از پژوهش‌های داخلی، از تورم به عنوان یک عامل ریسکی استفاده نشده است که در پژوهش حاضر تورم به عنوان 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 انجام شده، این است که اولاً، با ورود متغیر تورم در تابع ترجیحات خانوار، مدل CCAPM را توسعه داده به گونه‌ای که بتوان متغیر تورم را در تابع ترجیحات خانوارها وارد کرد؛ ثانیاً، از ترجیحات بازگشتی و مطلوبیت توانی غیر بازگشتی

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)

برای برآورد پارامتر توهم پولی استفاده شده 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 بهره‌گیری از ابزارهای متفاوت و مناسب، پارامترهای معادلات برآورد شده است. رابعاً فرض شده است که سرمایه‌گذار تا حدودی دارای توهم پولی بوده و نمی‌تواند به‌طور کامل مصرف اسمی و حقیقی را در تصمیم‌گیری 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 بهره‌گرفته 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 شامل عامل تورم و ضریب توهم پولی شده است. 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، به کمک معادلات اولر متناظر با ترجیحات بازگشتی و مطلوبیت توانی غیر بازگشتی و با بهره‌گیری 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 می‌دهد.

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 نتیجه‌گیری و پیشنهادها است.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نتایج پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد که معادلات اولر متناظر با مدل پایه‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌ها (CAPM) مبتنی بر تابع مطلوبیت توانی، چگونگی بازدهی دارایی‌ها را به‌درستی توجیه نمی‌کند (برای مثال: کوچرلاکوتا و پیستافری<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، و ساواو<sup>۲</sup> (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 کرده و مدل پایه را توسعه داده و

<sup>۱</sup>. Kocherlakota and Pistaferri (2009)

<sup>۲</sup>. Savov (2011)

عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را ارتقا دادند. در این مورد می‌توان به پژوهش‌های لوستیگ و ون نیووربرگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۵)، یوگو (۲۰۰۶)، جاگانانان و ونگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۷)، گومز، کوغان و یوگو<sup>۳</sup> (۲۰۰۹)، لیو و مایو (۲۰۱۴)، لیو، لئو و او<sup>۴</sup> (۲۰۱۶) اشاره کرد. در هیچ‌یک از پژوهش‌های ذکر شده، 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 کرد. چارچوب زمینه‌ای مدل، شامل یک مطلوبیت بین دوره‌ای<sup>۵</sup> بازگشتی است که توسط اپستین-زین و ویل<sup>۶</sup> (۱۹۸۹) ارائه شده و در این چارچوب، از یک تابع مطلوبیت درون دوره‌ای<sup>۷</sup> که به هر دو رشد مصرف واقعی و رشد مصرف اسمی (با تصریح یک تابع کاب-داگلاس) وابسته است، استفاده شده است. مطلوبیت درون دوره‌ای برای حالتی که سرمایه‌گذار با توهم پولی جزئی<sup>۸</sup> روبروست مناسب است، چرا که وی نمی‌تواند به‌طور کامل، مصرف واقعی را از مصرف اسمی در تصمیم تخصیص مصرف / دارایی خود تمیز دهد. درجه توهم پولی توسط پارامتر توهم پولی ( $\epsilon$ ) 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<sup>۹</sup> استفاده می‌شود، ایجاد کند. 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 قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل‌های ریسکی مختلف پرداخته شده، مورد بررسی قرار می‌گیرد:

<sup>1</sup>. Lustig and Van Nieuwerburgh (2005)

<sup>2</sup>. Gannathan and Wang (2007)

<sup>3</sup>. Gomes, Kogan, and Yogo (2009)

<sup>4</sup>. Liu, Luo, and Zhao (201)

<sup>5</sup>. Intertemporal Utility

<sup>6</sup>. Weil (1989)

<sup>7</sup>. Intra-temporal Utility

<sup>8</sup>. Partial Money Illusion

<sup>9</sup>. Pricing Kernel



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

آدگبوی<sup>۱</sup> (۲۰۱۷) در مطالعه خود از یک نسخه تعدیل یافته قیمت‌گذاری 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 کرده است. نتایج پژوهش حاکی از عملکرد بهتر مدل تعدیل شده نسبت به مدل CCAPM است.

کمپبل و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۸) در کار پژوهشی خود به ورود بی‌ثباتی‌ها در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها CCAPM و بررسی نقش آن پرداخته‌اند. آنان متغیر پاداش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه را وارد عامل تنزیل تصادفی کرده 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 بی‌ثباتی در بازدهی دارایی‌ها، تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش می‌یابد.

مایو<sup>۳</sup> (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 اِپستین-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.

الکامهی و جو<sup>۴</sup> (۲۰۲۳) در پژوهشی تحت عنوان ریسک مصرف‌کنندگان دارایی و آزمون CCAPM شرطی، به کمک دارایی‌های متعددی که توسط مصرف‌کنندگان نگهداری می‌شود به

1. Adegboye Abidemi (2017)

2. Campbell et al. (2018)

3. Maio Paulo (2018)

4. Elkamhi & Jo (2023)



آزمون CAPM شرطی پرداختند. آنان با پرتفویهای مختلف شامل پرتفوی سهام، پورتفوی اوراق قرضه و پورتفوی خدمات و کالاها و با داده‌های مختلف مصرف با دوره تناوب متفاوت، مدل را آزمون کرده و نتیجه گرفتند که قیمت دارایی‌های ریسکی نگهداری شده توسط مصرف‌کنندگان، به صورت دوره‌ای متغیر است در حالی که قیمت و ارزش مصرف کل به صورت ضد چرخه‌ای عمل می‌کند.

بدیعی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۴۰۲)، در پژوهشی به بررسی تأثیر گرایش سرمایه‌گذاری بر کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی پرداخته‌اند. آنان معتقدند افزودن عوامل مرتبط با رفتار سرمایه‌گذاران به مدل‌های عاملی کلاسیک به افزایش کارایی آنها کمک می‌کند. آن‌ها در پژوهش خود متغیر سرمایه‌گذاری را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه کرده و از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای داده‌های ۱۰ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ استفاده کردند. نتایج گویای آن است که گرایش سرمایه‌گذاری، قابلیت توضیح دهندگی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، و سه عاملی فاما و فرنچ را افزایش می‌دهد.

روشن<sup>۲</sup> (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی نقش ترازهای واقعی پول در تابع ترجیحات خانوار با چارچوب تعدیل شده مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخت. در این مدل متغیر رشد ترازهای واقعی پولی به عنوان یک عامل ریسک در تابع مطلوبیت خانوار وارد شده است. 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.

یزدخواستی<sup>۳</sup> (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.

1. Badiei, et al. (2024)

2. Roshan (2019)

3. Izadkhasti (2018)

محمدزاده و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۵) در مطالعه خود از چارچوب CCAPM و ترجیحات مارشالی بهره گرفته‌اند. آنان پس‌انداز را وارد این ساختار کرده 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 پس‌انداز معنی‌دار است ولی تأثیرگذاری آن اندک است.

### 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<sup>۲</sup> (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 (۱۹۸۹ و ۱۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹) معرفی شده تبیین کند. در این صورت خواهیم داشت:

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

که  $U_t$  نشان‌دهنده مطلوبیت درون دوره‌ای،  $\gamma$  ضریب ریسک‌گریزی نسبی<sup>۳</sup> (RRA)، و  $\theta$  یک پارامتر کمکی است که به صورت  $\theta = \frac{(1-\gamma)\psi}{\psi-1}$  تعریف می‌شود به طوری که  $\psi$  کشش جانشینی بین دوره‌ای (EIS)<sup>۴</sup> 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<sup>۵</sup> استاندارد به صورت رابطه (۲) است:

$$U_t = \frac{v_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (2)$$

1. Mohammadzadeh et al. (2016)

2. Stochastic Discount Factor

3. Constant Relative Risk Aversion

4. Elasticity of Intertemporal Substitution

5. Timeseparable

به پیروی از مطالعه با ساک و یان<sup>۱</sup> (۲۰۱۰، ۹۱۹-۹۲۱)، فرض کنید تابع مطلوبیت به شکل کاب-داگلاس و شامل مصرف حقیقی ( $C$ ) و سطح قیمت ( $\Pi$ ) است و به صورت رابطه (۳) تصریح می‌شود:

$$v_t = C_t^{1-\epsilon} (C_t \Pi_t)^\epsilon \quad (3)$$

که  $0 \leq \epsilon \leq 1$  نشان‌دهنده درجه توهم پولی است. این تصریح برای حالتی مناسب است که سرمایه‌گذار نتواند به طور کامل مصرف اسمی ( $C\Pi$ ) و حقیقی را در تصمیم‌گیری برای تخصیص مصرف / دارایی خود از هم تمیز دهد. هر چه  $\epsilon$  بزرگ‌تر باشد نشان‌دهنده تأثیر بیشتر توهم پولی روی تابع مطلوبیت است. اگر هیچ‌گونه توهم پولی وجود نداشته باشد  $\epsilon = 0$ ، و در حالتی که توهم پولی کامل باشد  $\epsilon = 1$  است. بنابراین، مقدار  $\epsilon$  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 به گونه‌ای که می‌توان پویایی‌های بین آنها در طول زمان را، به صورت روابط (۴) و (۵) نشان داد:

$$W_{t+1} = R_{\omega,t+1}(W_t - C_t), \quad (4)$$

$$R_{\omega,t+1} = \sum_{i=1}^N \omega_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) + R_{f,t+1} \quad (5)$$

که در آن  $W_{t+1}$  نشان‌دهنده کل ثروت واقعی در انتهای دوره  $t + 1$ ،  $R_{\omega,t+1}$  بازدهی ناخالص واقعی کل ثروت،  $\omega_i$  وزن متناظر با دارایی ریسکی  $i$  در پرتفوی،  $R_{i,t+1}$  بازده ناخالص واقعی دارایی  $i$ ، و  $R_{f,t+1}$  نرخ بهره ناخالص واقعی بدون ریسک از زمان  $t$  تا  $t + 1$  هستند. می‌توان شکل کلی معادله‌ی اولر متناظر با مسئله پویای ارائه شده در قسمت فوق را به صورت رابطه (۶) نوشت:

$$E_t[Q_{t+1}R_{i,t+1}^e] = 0 \quad (6)$$

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

$$Q_{t+1} = \delta^\theta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{1-\gamma-\theta} \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t}\right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{\omega,t+1}^{\theta-1} \quad (7)$$

<sup>1</sup>. Basak and Yan (2010)

رابطه (۷)، نشان‌دهنده یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سه‌عاملی 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  $(R_{\omega, t+1})$  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:

$$E_t \left[ \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{1-\gamma-\theta} \left( \frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{\omega, t+1}^{\theta-1} R_{i, t+1}^{\epsilon} \right] = 0 \quad (8)$$

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

$$Q_{t+1} = \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} \quad (9)$$

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

$$E_t \left[ \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{i, t+1}^{\epsilon} \right] = 0 \quad (10)$$

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

$$Q_{t+1} = \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(1-\gamma)-\theta} R_{\omega, t+1}^{\theta-1} \quad (11)$$

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

$$Q_{t+1} = \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \quad (12)$$

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:

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

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

که در آن  $e_{i,T}$  نشان‌دهنده‌ی 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.

#### ۴- بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

##### ۴-۱- داده‌های پژوهش و بررسی پایایی متغیرها

در این قسمت ابتدا به معرفی متغیرهای مدل پژوهش پرداخته و آماره‌های توصیفی داده‌ها بررسی شده، سپس با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته به بررسی پایایی داده‌ها پرداخته شده 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 جمع‌آوری شده، استفاده شده است که داده‌های مذکور با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده سال ۱۳۹۵ واقعی شده‌اند. برای متغیر تورم، از داده‌های مربوط به رشد شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده بهره گرفته شده که داده‌های آن از بانک مرکزی ج. ا. ا گرفته شده است. دوره‌ی مورد بررسی برای مطالعه‌ی حاضر ۱۴۰۰-۱۳۵۷ است. داده‌های مربوط به نرخ سود بانکی<sup>۱</sup> (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 به‌دست آمده)، همگی از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی ج. ا. ا، بازار بورس اوراق‌بهادار تهران، بانک داده‌های اقتصادی و مالی اخذ شده است. همچنین از آنجایی که در مدل اول که از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین

<sup>۱</sup> هرچند که نوسانات این متغیر ناچیز است ولی از سطح متغیر (به عنوان بازدهی سپرده‌ها و نه نوسانات آن) که رقم قابل توجه‌ای است، در محاسبات استفاده شده است.

استفاده شده، 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 شده است. بازده هر یک از دارایی‌ها توسط وزنی مناسب موزون شده است 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 به عنوان وزن بهره گرفته شده است. پس از محاسبه‌ی مجموع کل حجم دارایی‌های هر خانوار، حجم هر یک از دارایی‌های استفاده شده 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 کرده تا میانگین وزنی از بازده انواع دارایی‌های به کار رفته در سبد مذکور به دست آید و از آن در معادله‌ی (۸) به جای  $R_{w,t+1}$  استفاده شود. ویژگی‌های آماری متغیرهای به کار رفته در پژوهش حاضر در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: خصوصیات آماری متغیرها

پرتفوی ثروت	بازده سهام	بازده های سپرده بانکی	بازده دستمزد نیروی کار	بازده مسکن	نسبت افزایش قیمت‌ها در دو سال متوالی	نسبت مصرف دو سال متوالی	مشخصه آماری
PORTF O	SAHAM	RATE	LABOR	HOUS	$\frac{M_{t+1}-IN}{M_t}$ FIINFO	$\frac{C_{t+1}-CO}{C_t}$ NS10	علامت اختصاری
۰/۲۷	۰/۴۱	۰/۱۷	۰/۲۵	۰/۲۳	۱/۱۲	۱/۰۲	میانگین
۰/۱۳	۰/۵۶	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۵۳	۰/۰۶	معیار انحراف
۰/۷۹	۱/۸۷	۰/۲۳	۰/۴۵	۰/۵۳	۳/۲۵	۱/۱۲	ماکزیمم
۰/۰۹	-۰/۲۲	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۴۲	۰/۹۲	مینیمم
۰/۲۰	۰/۲۶	۰/۱۴	۰/۲۵	۰/۱۷	۱/۰۷	۱/۰۳	میانه

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطوری که بیان شد چون در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم یافته 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 تعمیم یافته در جدول (۲) ارائه شده است.

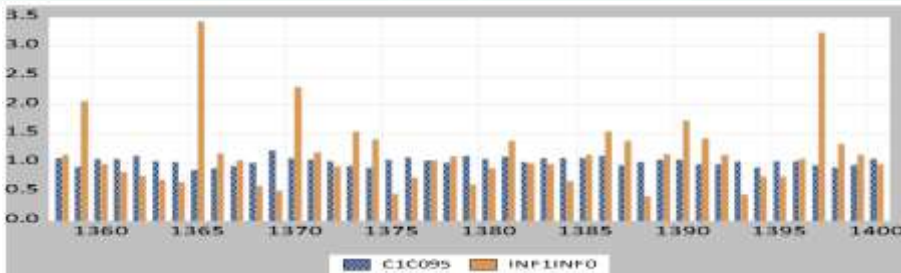
جدول ۲: نتایج بررسی پایایی متغیرها

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF
نسبت مصرف در دو سال متوالی	CONS10	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 <sup>o</sup>	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۱۹	-۳/۵۳
بازده سهام	SAHAM <sup>o</sup>	با عرض از مبدأ	-۳/۰۶	-۲/۹۷
پرتفوی ثروت	PORTFO	با عرض از مبدأ	-۵/۶۹	-۳/۵۹

توضیح: مواردی که با \* مشخص شده، در سطح معنی‌داری ۵٪ پایا هستند. سایر موارد در سطح ۱٪ نیز پایا هستند  
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج مندرج در جدول (۲)، حاکی از آن است که کلیه متغیرهای استفاده شده در معادلات پژوهش، پایا هستند؛ و آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته پایایی متغیرها را تایید می‌کند. برای آگاهی از وضعیت دو متغیر اصلی پژوهش که در تابع مطلوبیت (تابع هدف) از آنها استفاده شده 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 شده است. همان‌طور 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 به علت پایان یافتن جنگ و افزایش مجدد در سال بعد، افزایش یک‌باره تورم در سال ۱۳۹۶ از ۹/۶ به ۳۱ در سال ۱۳۹۷ به علت 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 «نسبت مصرف در دو سال متوالی» و «نسبت قیمت‌ها در دو سال متوالی»

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۲- معادله اولر و ضریب تأثیر میزان توهم پولی 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 به دلیل غیرخطی بودن مدل‌های پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می‌شود. در این روش باید متغیرهای ابزاری به گونه‌ای انتخاب شود که با جملات خطا همبستگی سریالی نداشته باشند و استفاده از این متغیرها بتواند 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، این روش برای به دست 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 اولیه متعدد و متغیرهای ابزاری مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای بکاررفته در مدل به همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده شده است. در این پژوهش، ابتدا مدل به کارگیری 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 استفاده شده است و ترجیحات از نوع جدایی‌پذیر در طول زمان است.

در بین مدل‌های مختلف برآورد شده با بهره‌گیری از متغیرهای ابزاری و مقداردهی اولیه، نتایج به کارگیری 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 استفاده شده، در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳: مدل اول با تورم به‌عنوان عامل ریسکی و ترجیحات بازگشتی با روش GMM

آماره J بحرانی	آماره J مدل	آماره J خروجی نرم‌افزار	$\theta$	$\gamma$	$\epsilon$	مقادیر اولیه ( $\kappa, \gamma, \epsilon, \delta$ )
۳۷/۵۶	۱۱/۳۴	۰/۲۷	۴/۴۳ *(۰/۰۰۰)	۵۰/۴۷ *(۰/۰۰۰)	۰/۱۸ *(۰/۰۰۰)	(۱/۰۰۳۲، ۲۰/۵، ۰/۴)
آزمون‌های تشخیصی						
مقدار احتمال (P_value)			مقدار آماره		آزمون	
۰/۰۳۷			۲۸/۴۶		AR(1) خودهمبستگی سریالی	
۰/۵۹			۲۹/۴۷		AR(2) خودهمبستگی سریالی	

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

- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و، (1-inf0, labor(-2), HOUS(-2), RATE(-1), C1C0(-1) هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۳)، در این مدل که در تابع مطلوبیت آن از ترجیحات بازگشتی استفاده شده است، ضریب  $\epsilon$  که نشان‌دهنده‌ی 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 زنده GMM به معنی 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 برآورد شده (خروجی نرم‌افزار ایویوز) در تعداد مشاهدات ضرب شود، مقدار حاصل دارای توزیع کای-دو می‌شود، به‌طوری که درجه آزادی توزیع کای-دو حاصل، از حاصل ضرب 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 تأیید 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 تأییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل برای برقراری شروط تعاملی است. همچنین، آرانو و باند (۱۹۹۱) قائلند که در برآورد GMM باید جملات اخلاص دارای همبستگی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی

مرتبۀ دوم AR(2) نباشند (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰، ۱۵). نتایج آزمون خودهمبستگی‌های مرتبۀ اول و دوم در سطرهای انتهایی جدول (۳) آمده است.

**۴-۳- معادله اولر و ضریب تأثیر میزان توهم پولی با مطلوبیت توانی غیر بازگشتی**  
در جدول (۴) نتیجۀ برآورد ضرایب برای بهترین مدل از بین مدل‌های مختلف برآورد شده با بهره‌گیری از متغیرهای ابزاری و مقداردهی اولیه، مبتنی بر معادله اولر (۱۰) که مدل تقلیل یافته (۸) با  $(\theta = 1)$  است، ارائه شده است. 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 استفاده شده است، شایان‌ذکر است که از روش GMM برای برآورد ضرایب مدل استفاده شده است.

**جدول ۴: مدل دوم با تورم به‌عنوان عامل ریسکی و تابع مطلوبیت توانی با روش GMM**

مقادیر اولیه ( $\gamma, \epsilon$ )	$\epsilon$	$\gamma$	آماره J خروجی نرم‌افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(0/1, 6/1)	0/04 *(0/00001)	۳۹/۷۸ *(0/00000)	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 به احتمال (p-value) آزمون t در سطح معنی‌داری ۵ درصد  
- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و (3) inf0(-3), labor(-1), HOUS(-1) CIC0(-3) هستند.  
منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۴)، در این مدل که در آن از تابع مطلوبیت توانی غیر بازگشتی استفاده شده است، ضریب  $\epsilon$  که نشان‌دهندۀ 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 تاییدکنندۀ مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده 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.

#### ۴-۴- 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 برآورد شده 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

همان‌طور که از جدول (۵) پیداست مدل با ترجیحات بازگشتی دارای کمترین مقدار برای هر دو معیار است؛ به طوری که اندازه‌ی آماره‌های MAE و MSE آن به ترتیب 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 به عنوان یک عامل ریسکی در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده 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 اِپستین-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  $0/18$  است. آماره  $J$  خروجی مدل توسط نرم‌تاییدکننده‌ی مناسب بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل برای برقراری شروط تعامدی است. بنابراین با توجه به مقدار آماره  $J$ ، معنی‌دار بودن ضرایب و انطباق علائم با انتظارات تئوریک، ورود متغیر رشد تورم در معادله اول 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  $0/03$  است در هر دو برآورد، کلیه‌ی ضرایب از نظر آماره‌ی معنی‌دار بوده و آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات باقیمانده‌ها نیز، صحت برآوردها را تایید می‌کنند. 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 نشان‌دهنده‌ی 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 مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌عنوان یک عامل ریسکی در کنار عامل ریسکی رشد مصرف و پرتفوی بازده دارایی‌ها، 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 کرد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که محققان در بهره‌گیری از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، از عامل ریسکی رشد تورم نیز در کنار سایر عوامل استفاده کنند. 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.
- Badie, 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](https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90016-3).
- Campbel, I 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](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

در این قسمت چگونگی به دست آمدن معادله اولر پژوهش تشریح شده است. از این رو یک مدل بر پایه‌ی ترجیحات بازگشتی ارائه شده توسط اپستین-زین (۱۹۸۹ و ۱۹۹۱) معرفی می‌شود از این رو از یک تابع کار داگلاس به صورت  $U_t = C_t^{1-\epsilon} (\Pi_t)^\epsilon$  (البته در متن پژوهش از  $C_t \Pi_t$  یعنی نسبتی از افزایش قیمت‌ها استفاده شده 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 شده است)، در تابع مطلوبیت کل استفاده می‌شود به طوری که در تابع مطلوبیت آن در کنار مصرف، از تورم نیز استفاده شود.

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

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

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

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

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

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

مسئله (۲) را می‌توان در قالب یک برنامه ریزی پویا به صورت رابطه (۵) تنظیم کرد:

$$J(W_t) \equiv \max_{C_t, \Pi_t, \{\omega_{i,t}\}_{i=1}^N} U_t \left\{ (1 - \delta) (C_t^{1-\epsilon} \Pi_t^\epsilon)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta [E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (5)$$

با قیود (۳) و (۴).

شرط مرتبه اول (F.O.C) نسبت به  $C_t$  و  $\Pi_t$  عبارتست از:

$$(1-\epsilon)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1}\Pi_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} \\ = \frac{\delta}{1-\delta} [E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1} E_t[J(W_{t+1})^{-\gamma} J_W(W_{t+1}) R_{\omega,t+1}] \quad (6)$$

$$\in C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)} \Pi_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}-1} \frac{R_{f,t+1}}{R_{f,t+1}-1} \\ = \frac{\delta}{1-\delta} [E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}-1} E_t[J(W_{t+1})^{-\gamma} J_W(W_{t+1}) R_{\omega,t+1}] \quad (7)$$

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

$$J(W) = \phi_t W_t \quad (8)$$

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

$$C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\epsilon)-1} \Pi_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} \\ = \frac{\delta}{1-\delta} \frac{1}{1-\epsilon} [E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}} \left( W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1}-1}{R_{f,t+1}} \Pi_t \right)^{-1} \quad (9)$$

به علاوه، تابع مقدار در (۵) را می‌توان به صورت رابطه (۱۰) نوشت:

$$J(W_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} - (1-\delta) (C_t^{1-\epsilon} \Pi_t^\epsilon)^{\frac{1-\gamma}{\theta}} = \delta [E_t(J(W_{t+1})^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\theta}} \quad (10)$$

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

$$J(W) = (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}} (1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}} \left(\frac{\Pi_t}{C_t}\right)^\epsilon W_t = \phi_t W_t \quad (11)$$

که

$$\phi_t \equiv (1-\delta)^{\frac{\theta}{1-\gamma}} (1-\epsilon)^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \left(\frac{C_t}{W_t}\right)^{1-\frac{\theta}{1-\gamma}} \left(\frac{\Pi_t}{C_t}\right)^\epsilon \quad (12)$$

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

$$E_t \left[ \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta} \left( \frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} \left( \frac{W_{t+1}}{W_t - C_t - \frac{R_{f,t+1} - 1}{R_{f,t+1}} \Pi_t} \right)^\theta \right] = 1 \quad (13)$$

$$E_t \left[ \delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta} \left( \frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{\omega,t+1}^\theta \right] = 1 \quad (14)$$

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

$$\delta^\theta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{(1-\epsilon)(1-\gamma)-\theta} \left( \frac{\Pi_{t+1}}{\Pi_t} \right)^{\epsilon(1-\gamma)} R_{\omega,t+1}^\theta \quad (15)$$