Quarterly Journal of
Applied Theories of Economics

Introduction of Leisure into the Stochastic Discount Factor of the Consumption-Based Capital Asset Pricing Model and Its Contribution to Household Utility: A Case Study of Iran

Reza Roshan[1]✉

1. Corresponding Author, Associate Professor of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. re.roshan@pgu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: Febuary 2024
Accepted: December 2025

JEL: E44, G11, G51, J31.

Keywords:
Consumption-Based Capital Asset Pricing Model (CCAPM),
Leisure,
Wage risk,
Stochastic discount factor,
Generalized Method of Moments (GMM).

ABSTRACT

This paper incorporates leisure as a risky factor into the stochastic discount factor (SDF) of the Consumption-Based Capital Asset Pricing Model (CCAPM) and estimates its contribution to household utility. To this end, Iranian economic data over the period 1979–2021 are employed. First, using a recursive preference function such as the Epstein–Zin utility function, the Euler equation is derived to incorporate a risky-leisure component. Subsequently, the parameters are estimated using the Generalized Method of Moments (GMM). The J-statistic confirms the validity of the instruments used in estimating the model parameters. The findings indicate that the share of leisure in the utility of Iranian households over the studied period is statistically significant and equals 0.158. Therefore, incorporating leisure as a risky factor within the CCAPM framework is justified, and this approach allows for the quantification of its contribution to household utility.

Cite this article: Roshan, R. (2026). Introduction of Leisure into the Stochastic Discount Factor of the Consumption-Based Capital Asset Pricing Model and Its Contribution to Household Utility: A Case Study of Iran. *Applied Theories of Economic*, 13(2), 27-48.
https://doi.org/10.22034/ecoj.2026.61815.3316
© The Author(s).
Publisher: University of Tabriz
DOI: 10.22034/ecoj.2026.61815.3316

Introduction

Following the failure of the basic Consumption-Based Asset Pricing Model (Consumption-CAPM) developed by Lucas (1978) and Breeden (1979) in explaining the equity risk premium observed in empirical studies (Breeden, Gibbons & Litzenberger, 1989; Lettau & Ludvigson, 2001; Brav, Constantinidies, and Geczy, 2002; Jacobs & Wang, 2004), a large body of macro-finance literature has emerged aiming to improve the empirical performance of the baseline model. In particular, several studies have focused on multi-factor macro-finance asset pricing models that incorporate additional macroeconomic variables beyond consumption growth. In this study, we attempt to extend the baseline framework by introducing a macroeconomic variable that has not been previously considered in the literature and by proposing a new specification of the asset return model. In this revised specification, which takes the form of a three-factor macroeconomic model, the factors include: real consumption growth (also used in the standard CCAPM framework), market returns (or aggregate household wealth returns) as employed in the Capital Asset Pricing Model (CAPM) of Sharpe (1964) and Lintner (1965), and leisure time. To incorporate leisure into the utility function, we utilize the relationship between wages and leisure hours. Accordingly, we introduce a three-factor model consisting of consumption growth, portfolio returns, and the share of time allocated to leisure relative to the total available working hours of a representative agent within the CCAPM asset-pricing framework.

Methodology

Following Mayeux (2018), to incorporate leisure into the utility function, we propose a three-factor model that includes consumption growth, portfolio returns, and leisure hours as a share of total available working time for a representative agent within the CCAPM framework. For this purpose, we employ Epstein–Zin recursive preferences and a Cobb–Douglas non-separable utility function dependent on consumption and leisure. The Euler equations are derived such that leisure and wage growth are introduced as risk factors in the stochastic discount factor (SDF). Since obtaining direct data on leisure is difficult, we indirectly measure leisure using the relationship between wage rates and hours worked. We consider an economy in which a representative agent seeks to maximize expected utility through the following intertemporal dynamic programming problem:

$$J(B_t) \equiv \max_{C_t, L_t, \{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} U_t = \{(1-\delta)[C_t^{1-\eta}(H-N_t)^{\eta}]^{1-\frac{1}{\psi}} + \delta(E_t[U_{t+1}^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}}\}^{\frac{1}{1-\frac{1}{\psi}}} \quad (1)$$

$$B_{t+1} = R_{m,t+1}[B_t - C_t - W_t(H-N_t)], \quad (2)$$

$$R_{m,t+1} = \sum_{i=1}^{N} \omega_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) \quad (3)$$

where B_{t+1} denotes total wealth at the end of period t+1; $R_{m,t+1}$ represents the gross return on total wealth; $\omega_{i,t}$ is the portfolio weight corresponding to the i-th risky asset in the agent's portfolio; $R_{f,t+1}$ denotes the return on the i-th risky asset; and $R_{f,t+1}$ is the risk-free rate of return between periods t and t+1, which is known at the beginning of period t. Furthermore, W_t denotes the wage rate for labor hours, which represents the relative price of leisure services and is measured in terms of consumption.

Let C denote total consumption of goods, H represent the total endowment of hours allocated between labor and leisure by the agent, and N denote hours of labor supply provided by households to the production sector. Also, $0<\eta<1$ can be interpreted as the share of leisure services in the utility function. The relationship between the wage rate of labor supplied in production activities and leisure can be written as equation (4):

$$\eta = \frac{(\mathrm{H}-\mathrm{N_t})W_t}{\mathrm{C_t}+(\mathrm{H}-\mathrm{N_t})W_t} \quad (4)$$

Where η can be interpreted as the share of leisure from the total expenditure on consumption and leisure. By inserting equation (4) into the pricing kernel, the marginal interperiod substitution rate or the pricing kernel (SDF) can be expressed directly as a function of the wage growth rate as equation (5):

$$M_{t+1} = \delta^{\theta}\left(\frac{\mathrm{C_{t+1}}}{\mathrm{C_t}}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}}\left(\frac{\mathrm{W_{t+1}}}{\mathrm{W_t}}\right)^{-\eta(1-\gamma)}\mathrm{R}_{\mathrm{m,t+1}}^{\theta-1} \quad (5)$$

The parameter η measures the weight of wage growth in asset pricing. A higher value of η implies that wage growth (and, implicitly, leisure) plays a more important role than the standard consumption factor in asset pricing. Given the nonlinear nature of the model, the Generalized Method of Moments (GMM) is used to estimate the coefficients. This method requires selecting instrumental variables so that the instruments are not serially correlated with the error terms and provide consistent and reliable estimates of the model's parameters. It should be noted that the study period covers 1979–2021 for the Iranian economy.

Results and Discussion

The estimation results of the model, incorporating wages (implicitly leisure) as a risk factor in the stochastic discount factor (SDF) Euler equation with recursive preferences, using the GMM approach, are presented in Table 1.

Critical J statistic	J statistic of the model	Software output J statistic	ψ	θ	γ	η	Initial values Estimated coefficients
26.29	9/43	0.23	0.0013 (0.010)*	0.024 (0.011)*	19.47 *(0.000)	0.158 *(0.000)	(0.1, 0.1, 0.6, 1.1)
Diagnostic tests							
P value			Statistic value		test		
0.06			25.10		AR(1)		
0.53			30.62		AR(2)		

As shown in Table 1, all estimated coefficients are significant at the 95% confidence level. In the research model that uses recursive preferences, the coefficient η that indicates the share of leisure in the household utility function is equal to 0.158, which is approximately 16%. The J statistic confirms the appropriateness of the instruments and the instrumental variables used establish orthogonality conditions. The relative risk aversion coefficient γ is positive and significant, and the interperiod elasticity of substitution parameter ψ is significant at 0.0013.

نظریه‌های کاربردی اقتصاد

ورود فراغت در عامل تنزیل تصادفیِ مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای و سهم آن در مطلوبیت خانوار: مطالعه موردی ایران

رضا روشن[1]✉

۱. نویسنده مسئول، دانشیارگروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر. رایانامه: re.roshan@pgu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۲۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۹/۱۵

JEL: E44 ،G11 ،G51 ،J31.

واژه‌های کلیدی:
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف،
فراغت،
ریسک دستمزد،
عامل تنزیل تصادفی،
روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

چکیده

در این مقاله سعی شده است فراغت به عنوان یک عامل ریسکی در عامل تنزیل تصادفیِ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه گنجانده شود و سهم آن در تابع مطلوبیت خانوار محاسبه گردد. بدین منظور، از داده‌های اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۰ استفاده گردیده است. ابتدا با بهره‌گیری از یک تابع ترجیحات بازگشتی نظیر تابع ارائه شده توسط اپستین- زین به استخراج معادله اولر حاوی عامل ریسکی فراغت اقدام نموده، سپس با روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM به تخمین ضرایب پرداخته شده است. آماره J، مناسب بودن ابزارهای بکار گرفته شده در برآورد ضرایب مدل را تایید می‌نماید. یافته‌ها گویای آن است که سهم فراغت بر مطلوبیت خانواده های ایرانی در بازه مورد بررسی معنادار و برابر ۰/۱۵۸ می‌باشد. بنابراین ورود فراغت به عنوان یک عامل ریسکی در چارچوب CCAPM موجه بوده و از این طریق می‌توان سهم این عامل بر مطلوبیت خانوار را اندازه‌گیری نمود

استناد: روشن، رضا (۱۴۰۵). ورود فراغت در عامل تنزیل تصادفیِ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سهم آن در مطلوبیت خانوار: مطالعه موردی ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۳(۲)، ۴۸-۲۷.

DOI: 10.22034/ecoj.2025.64788.3375

ناشر: دانشگاه تبریز

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱-مقدمه

به دنبال ناکامی مدل پایه‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌ها- مصرف (Consumption-CAPM) ارایه شده توسط لوکاس[1] (۱۹۷۸) و بریدن[2] (۱۹۷۹) که در توضیح پاداش ریسک سهام که در کارهای (بریدن و همکاران[3]، ۱۹۸۹، لتاس و لودویگسون[4]، ۲۰۰۱، برآو و همکاران[5]، ۲۰۰۲، ژاکوبس و ونگ[6]، ۲۰۰۴)) پدیدارشد، ادبیات گسترده ای از مالیه کلان شکل گرفت تا شاید بتواند کارآیی تجربی مدل پایه را ارتقاء دهد. به طور خاص، چندین مطالعه بر روی مدل‌های کلان چندعاملیِ قیمت‌گذاری دارایی‌ها متمرکز شدند که در آنها از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی (علاوه بر عامل رشد مصرف) استفاده گردید که در این مورد می‌توان به کارهای: لتا و لودویگسون[7] (۲۰۰۱)، لوستیگ و ون نیوربرگ[8] (۲۰۰۵)، یوگو[9] (۲۰۰۶)، گومز و همکاران[10] (۲۰۰۹)، لیوی و مایو[11] (۲۰۱۴)، دلیکوراس[12] (۲۰۱۷) و چن و لو[13] (۲۰۱۸) اشاره کرد. در این مطالعه، سعی می‌شود با بهره‌گیری از یک متغیر کلان اقتصادی که در مطالعات قبلی استفاده نشده است به توسعه مدل پایه پرداخته و تصریح جدیدی از مدل بازده دارایی‌ها ارایه نماییم. در تصریح جدید که یک مدل کلان سه عاملی است، عوامل عبارتند از: رشد مصرف حقیقی که در مدل پایه‌ای CCAPM هم بکارگرفته شده؛ بازدهی بازار (یا بازدهی کل ثروت خانوار) که در مدل CAPM شارپ[14] (۱۹۶۴) و لینتنر[15] (۱۹۶۵) استفاده گردیده؛ و رشد دستمزد کل. چارچوب زیربنایی و تئوریکی بدین گونه خواهد بودکه یک تابع مطلوبیت بین دوره‌ای[16] به فرم بازگشتی[17] (مانند تابع: اپستین – زین[18]، ۱۹۸۹، ۱۹۹۱ و ویل[19]، ۱۹۸۹)، با یک مطلوبیت درون دوره‌ای[20] که به مصرف حقیقی و فراغت وابسته است (که تصریح آن به صورت تابع کاب-داگلاس می باشد)، ترکیب شده است. با استفاده از شرط تعادل درون دوره‌ای[21] متکی بر نرخ نهایی جانشینی (بین مصرف و فراغت) و قیمت نسبی فراغت (دستمزد حقیقی)، قادر خواهیم بود که رشد ساعات فراغت را با نرخ رشد دستمزد در کرنل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای جایگزین کنیم. در هیچ یک از مطالعات داخلی، از رشد دستمزد (بطور ضمنی فراغت) به عنوان یک عامل

[1] Lucas
[2] Breeden
[3] Breeden et al.
[4] Lettau & Ludvigson
[5] Brav et al.
[6] Jacobs & Wang
[7] Lettau & Ludvigson
[8] Lustig & Van Nieuwerburgh
[9] Yogo
[10] Gomes et al.
[11] Lioui & Maio
[12] Delikouras
[13] Chen & Lu
[14] Sharpe
[15] Lintner
[16] Intertemporal Utility
[17] Recursive
[18] Epstein & Zin
[19] Weil
[20] Intra-Temporal
[21] Intraperiod Equilibrium

ریسکی استفاده نشده است که این مطالعه درصدد است تا این خلا را پر نموده و سهم خدمات فراغت بر مطلوبیت خانوارهای ایرانی را در دوره مدنظر بدست آورد. در واقع، نوآوری مقاله حاضر نسبت به مطالعات پیشین که در داخل کشور انجام شده، این است که اولاً، با ورود ساعات فراغت در تابع ترجیحات خانوار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای را توسعه داده به گونه‌ای که بتوان متغیر دستمزد را در تابع ترجیحات خانوارها وارد کرد؛ ثانیاً، از ترجیحات بازگشتی برای تخمین پارامتر سهم فراغت 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 می‌باشد و با بهره گیری از ابزارهای متفاوت و مناسب، پارامترهای معادلات برآورد شده است. فرآیند مدلسازی در بخش مدل تحقیق و روش برآورد، خواهد آمد. همچنین در بخش تجربی، برآورد ضرایب مربوط به سهم فراغت، کشش جانشینی بین دوره‌ای و ریسک گریزی، به کمک معادله اولرِ متناظر با ترجیحات بازگشتی و با بهره گیری از روش GMM و ابزارهای مناسب تخمین زده شده است. بنابراین همانطور که بیان شد این مطالعه به بررسی معناداری عامل ریسکی فراغت در مدل قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه ای با توجه به داده های ایران می پردازد که تا به حال در هیچ یک از کارهای قبلی انجام نشده است و مقاله حاضر درصدد پر کردن این خلا می‌باشد. برای این منظور ابتدا در بخش نظری، نحوه ورود عامل ریسکی فراغت با توجه به ارتباط آن با دستمزدها تشریح خواهد شد سپس، با داده‌های اقتصاد ایران مورد آزمون تجربی قرار خواهد گرفت؛ و در صورت معنی دار بودن ضریب مربوطه، نتیجه خواهیم گرفت که مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بایستی با این عامل ریسکی جدید توسعه یابد تا بتواند واقعیات اقتصاد و مطلوبیت خانوارها را بهتر تبیین نماید.

۲-ادبیات تحقیق

دراین قسمت از مقاله ابتدا مدل سنتی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای (CAPM) را توضیح داده سپس، مدل توسعه یافته آن یعنی مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و علت توسعه مدل سنتی تشریح می گردد. پس از آن پیشینه پژوهش با توجه به مطالعات مرتبط داخلی و خارجی ارایه خواهد شد.

۲-۱-مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)

چگونگی قیمت‌گذاری دارایی‌ها و ارتباط آن با بازده بازار از مباحث مهم اقتصادمالی می‌باشد به همین دلیل الگوهای بسیاری برای تبیین نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها در اقتصاد ارایه شده است. در واقع قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به ریسک وارد برآن از مباحث مهم بازارهای مالی بوده است. در این راستا شارپ (۱۹۶۴) و لیتنر (۱۹۶۵) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)را ارایه دادند. این مدل با در نظر گرفتن ریسک سیستماتیک هر دارایی، میزان بازده مورد انتظار دارایی مد نظر را که متناسب با ریسک آن است ارایه می‌دهد. مدل CAPM بیان می دارد که نرخ بازده مورد انتظار یک دارایی تابعی از دو جزء، یعنی نرخ بدون ریسک و صرف ریسک می‌باشد. پس می‌توان نوشت:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f) \quad (۱)$$

که $E(R_i)$ نشان دهنده نرخ بازده مورد انتظار دارایی i، $E(R_m)$ بیان کننده نرخ بازده مورد انتظار پرتفوی بازار، β_i ضریب بتای دارایی i و R_f نشان دهنده بازده دارایی بدون ریسک می‌باشد و بتای دارایی i از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\beta_i = \frac{COV(R_f,R_m)}{VAR(R_m)} \quad (۲)$$

۲-۲- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)

در مدل‌های سنتی و ساده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، با توجه به فرآیند انتخاب پرتفو توسط کارگزاران اقتصادی، قیمت دارایی‌ها تعیین می‌گردد به گونه‌ای که آنان پس از یک دوره تمام ثروت خود را مصرف می‌کنند و این باعث می شود که تصمیمات بین دوره‌ای بین انتخاب پرتفو و مصرف در نظر گرفته نشود که این نقص توسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر پایه مصرف بین دوره‌ای (CCAPM) رفع گردید. در پی ناکامی مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برپایه مصرف (CCAPM)، به وسیله لوکاس (۱۹۷۸) و بریدن (۱۹۷۹) مطرح گردید. ایده اصلی این مدل آن است که عوامل اقتصادی برای تنظیم برنامه مصرف آینده خود به جمع‌آوری و نگهداری دارایی‌ها پرداخته و به همین دلیل از مصرف فعلی خود می‌کاهند. از این رو می‌توان بیان داشت که بین مصرف و بازدهی‌های دارایی‌های عوامل اقتصادی ارتباط و همبستگی برقرار می‌شود. در این مدلها یک عامل اقتصادی بایستی بین مصرف و پس‌انداز خود و در مورد سبدی از دارایی‌ها که نگهداری خواهد کرد تصمیم‌گیری کند. در مدل CCAPM بازده مورد انتظار سهام با بتای مصرف تغییر می‌کند بر خلاف مدل‌های سنتی CAPM که بازده مورد انتظار سهام با بتای بازار تغییر می‌کرد. در این مدل‌های توسعه یافته بین عدم اطمینان مربوط به بازده سهام و عدم اطمینان مصرف رابطه مستقیم وجود دارد پس در این مدل‌ها تشریح می گردد که چه مقدار از تغییرات بازده سهام یا دارایی‌ها با رشد مصرف ارتباط دارد. در این مدل‌های توسعه یافته ابتدائاً از مطلوبیت توانی جدایی‌پذیر زمانی استاندارد ($U(C_t)=\frac{{C_t}^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ (که γ ریسک‌گریزی نسبی است) برای نشان دادن مطلوبیت مصرف کننده استفاده گردید. در این مدل‌ها در کنار تابع مطلوبیت مصرف کننده، محدودیت بودجه خانوار نیز در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از ترجیحات توانی یا بازگشتی، حداکثر مطلوبیت بدست آورده می‌شود. در این فرآیند بهینه سازی، عامل اقتصادی سعی می‌کند با برنامه‌ریزی در طول زمان‌های مختلف و با توجه به میزان دارایی‌های خود به تنظیم مصرفش بپردازد. در ادبیات کلان مالی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف به طور گسترده‌ای استفاده می شود که اکثراً از یک تابع مطلوبیت توانی غیربازگشتی در آنها استفاده شده است. مدل پایه که در آن از رشد مصرف و بازده پرتفوی بازار به عنوان عوامل ریسکی بهره می‌جست، نتوانست در توجیه چکونگی بازده دارایی‌ها و معمای صرف سهام موفق عمل نماید از این رو، محققان با توسعه سیستم پایه از دو جنبه استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی و همچنین ورود سایر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر حجم نقدینگی، تورم، نرخ بهره و ... درصدد رفع ضعف مدل پایه برآمدند که در برخی موارد، پیشرفت‌هایی نیز حاصل گردیده و تعدادی از متغیرهای غیر از رشد مصرف و بازده پرتفوی بازار نیز از نظر آماری معنادار گشته‌اند. در این خصوص می‌توان مطالعات مطالعات لوستیگ و ون نیووربرگ (۲۰۰۵)، یوگو (۲۰۰۶)، جاگاناتان و ونگ[1] (۲۰۰۷)، گومز و همکاران (۲۰۰۹)، لیو و مایو (۲۰۱۴)، لیو و همکاران (۲۰۱۸) را نام برد. برای ورود فراغت در تابع مطلوبیت، یک مدل سه عاملی شامل رشد مصرف، بازدهی پرتفوی داراییها و ساعات تخصیص یافته به فراغت از کل ساعات فعال کارگزار نوعی را وارد ساختار مدلهای قیمت گذاری داراییها CCAPM می کنیم. برای این منظور از ترجیحات بازگشتی[2] اپستین-زین درون دوره‌ای[3] و یک تابع مطلوبیت

1 Gaganathan & Wang
2 Recursive
3 Intra-Temporal Pereference

جداناپذیر به شکل کاب-داگلاس که وابسته به مصرف و فراغت است بهره خواهیم برد و معادلات اولری که فراغت و همچنین رشد دستمزد به عنوان فاکتور ریسکی در عامل تنزیل تصادفی (SDF[1]) آن نمایان می شوند را استخراج خواهیم کرد. از آنجایی‌که دست یابی به داده های فراغت مشکل می باشد می توان به گونه ای بین داده های نرخ دستمزد و هزینه ساعات فراعت ارتباط برقرار کرد (در بخش تصریح مدل به آن پرداخته شده است). در واقع، در مدلی که تصریح می‌نماییم، نرخ دستمزد، هزینه فرصت فراغت (درآمد از دست رفته ناشی از یک ساعت کارِ کمتر) را نشان می‌دهد. در مدل مطالعه حاضر، سه پارامتر ترجیحات وجود دارند که عبارتند از: ضریب ریسک‌گریزی نسبی، سهم فراغت در تابع مطلوبیت، کشش جانشینی بین دوره‌ای. بدیهی است که رشد بالاتر دستمزد، تقاضا برای فراغت را کاهش می‌دهد و در نتیجه باعث افزایش مطلوبیت نهایی مصرف خواهد شد.. یک نسخه محدود شده از مدل تصریح شده آنست که مدل را به یک مدل دو عاملی شامل رشد مصرف و رشد دستمزد تقلیل دهیم، و این شکل از مدل وقتی حاصل می‌شود که پارامترهای ریسک‌گریزی و کشش جانشینی بین دوره‌ای معکوس (متقابل)[2] یکدیگر باشند؛ به عبارت دیگر، در این حالت، به تابع مطلوبیت توانی استاندارد (غیربازگشتی) بر می‌گردیم. بررسی تحقیقات مختلف نشان می‌دهد که برخی از آنها از مدل CAPM پایه استفاده کرده‌اند و برخی دیگر نیز به علت ایجاد معمای صرف سهام[3] در مدل پایه و تلاش برای کاهش یا رفع آن با ورود عوامل مختلف ریسکی در مدل از جمله عوامل پولی، واردات، هزینه مبادلات و .....در این مدل پایه، این مدل را تعدیل نموده‌اند. در پژوهش حاضر نیز با ورود دستمزدها در مدل CCAPM و برقراری ارتباط بین دستمزدها و فراغت به طور غیر مستقیم، سهم فراغت در تابع مطلوبیت خانوارها محاسبه گردیده است که مبانی نظری این تعدیل و بررسی تجربی آن در بخش‌های ۳ و ۴ مقاله بطور کامل تشریح شده است.

در ادامه پاره‌ای از مطالعات که در آنها از مدل‌های دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده شده و از متغیرهای مختلف کلان اقتصادی به عنوان عامل ریسکی بهره برده اند را مرور می کنیم:

گایدو و همکاران[4] (۲۰۲۱)، پژوهشی را با عنوان شواهد تجربی روی معادله اولر برای مصرف در آمریکا انجام داده‌اند. آنان در مطالعه خود از ابزارهای مختلف و معادله اولر مصرف استفاده کرده‌اند. نتایج به خطی و غیرخطی بودن مدل حساس بوده است مخصوصا زمانی که از بازدهی دارایی‌ها به عنوان متغیر استفاده شده است.کشش جانشینی بین دوره‌ای مثبت و معنی‌دار بوده ولی غیر دقیق بوده است و شواهد مبنی بر پایداری پارامترها دیده نشد.

درییر و همکاران[5] (۲۰۲۰)، در مطالعه قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر پس‌انداز و بیکاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مقاله کار درییر (۲۰۱۳) توسعه دادند به گونه‌ای که یک مدل با ترجیحات پس انداز- پایه که یک راه حل قابل قبول را برای تناقض صرف سهام ارایه می‌دهد، ایجاد نمودند. در این مطالعه، بر اهمیت مشارکت عرضه نیروی کار درون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها تاکید دارد. در مطالعه آنان، از تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر با ورودی‌های فراغت و پس‌انداز استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که پارامترهای تخمینی معادلات اولر معنی‌دار بوده و سرمایه‌گذاران در اقتصاد آمریکا به ترجیحات بین پس‌اندازها و فراغت توجه دارند.

---

[1] Stochastic Discount Factor
[2] Reciprocal
[3] این معما بیان می دارد که برای توضیح بزرگی صرف سهام نیاز به ریسک گریزی بسیاربالایی است.
[4] Guido et al.
[5] Dreyer et al.

مایو پائولو[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای که تورم را به عنوان عامل ریسکی در کنار رشد مصرف و عامل بازدهی بازار وارد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کرده اند. آنان در کار خود از داده‌های فصلی پرتفوهای متعدد برای دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۳ ساخته و از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین در مدل‌های CCAPM استفاده می‌کند. آنان در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که ورود تورم باعث بهبود عملکرد مدل های CCAPM نشده و این عامل نمی‌تواند پاداش ریسک برای بازدهی دارایی‌های مختلف را در داده‌های مقطعی توضیح دهد.

آدگبوی[2] (۲۰۱۷) در مطالعه خود از یک نسخه تعدیل یافته قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، برای اقتصاد نیجریه استفاده نمود. وی از داده‌های بازار سهام برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۶ استفاده کرده و عرضه پول را به عنوان نقدینگی وارد چارچوب CCAPM نموده است. نتایج پژوهش حاکی از عملکرد بهتر مدل تعدیل شده نسبت به مدل CCAPM و بدون ورود متغیر پولی بوده است.

طالبلو و همکاران[3] (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای با عنوان آزمون قیمت گذاری دارایی براساس عامل تنزیل تصادفی (SDF) رفتار: (مطالعه بازار بورس اوراق بهادار تهران)، متغیر احساس را وارد تابع مطلوبیت کرده‌اند در کار خود از معادلات اولر و روش GMM برای تخمین ضرایب استفاده کرده‌اند. از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۰-۹۹ و یک نمونه ۱۸ تایی گروه بورسی شامل ۶۳ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران بهره جسته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مدل (SDF) رفتاری نسبت به مدل سنتی با واقعیت‌های بورس تهران سازگارتر است و ضریب احساس معنی‌دار است و ضریب ریسک‌پذیری در حالت رفتاری نسبت به مدل سنتی بیشتر است و در هر دو حالت افراد نرخ ترجیح زمانی بالایی دارند و شکیبا هستند.

روشن[4] (۱۳۹۸) در مطالعه ای به بررسی نقش ترازهای واقعی پول در تابع ترجیحات خانوار با چار چوب تعدیل شده مدل قیمت‌گذاری دارایی های سرمایه‌ای (M-CCAPM) پرداخته است. وی در مطالعه خود از معادلات اولر و روش گشتاورهای تعمیم یافته و ساختار دارایی‌های سرمایه ای استفاده کرده و متغیر ترازهای واقعی پول و حجم نقدینگی را وارد تابع مطلوبیت نموده است. نتایج گویای معنی‌دار بودن آماری سهم ترازهای پولی بوده و در بین مدل‌های مختلف، ترجیحات با ریسک‌گریزی نسبی ثابت، مناسب‌ترین مدل شناخته شده است.

ایزدخواستی[5] (۱۳۹۷) در مطالعه ای به تحلیل تاثیر سیاست‌های پولی بر رفاه و مطلوبیت کارگزاران پرداخته متغیر پولی را وارد تابع مطلوبیت کرده است. نتایج حاکی از آن است که با کاهش در نرخ رشد پولی و افزایش مانده‌های واقعی پول، رفاه افزایش می‌یابد و کاهش نرخ رشد عرضه پول باعث کاهش تورم شده و مانده های واقعی پول را افزایش می‌دهد.

۳-روش‌شناسی تحقیق

در این بخش، سعی می‌کنیم مدل قیمت گذاری داراییها مبتنی بر مصرف که در آن عامل ریسکی دستمزد (به طور ضمنی فراغت)، وجود دارد استخراج نماییم.

---

[1] Maio Paulo
[2] Adegboye Abidemi
[3] Taleblu et al. (2022)
[4] Roshan (2019)
[5] Izadkhasti (2018)

۳-۱-معادلات اولر

اقتصادی را در نظر می‌گیریم که در آن کارگزار نوعی، به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری خودش با استفاده از یک تابع ترجیحات بازگشتی نظیر تابع ارایه شده توسط اپستین- زین (۱۹۸۹، ۱۹۹۱) و ویل (۱۹۸۹) بصورت (۳) می باشد:

$$U_t = \left\{(1-\delta)V_t^{1-1/\psi} + \delta\left[E_t\left(U_{t+1}^{1-\gamma}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}^{\frac{1}{1-1/\psi}} \qquad (۳)$$

که V_t نشان دهنده مطلوبیت درون‌دوره‌ای؛ $0 < \delta < 1$ عامل تنزیل ذهنی زمانی؛ γ ضریب ریسک‌گریزی نسبی (RRA[1])؛ ψ پارامتر کشش جانشینی بین دوره‌ای (EIS[2])، و θ یک پارامتر کمکی که به صورت $\theta \equiv (1-\gamma)/(1-1/\psi)$ تعریف می شود. این نوع تصریح برای ترجیحات، این امکان را در اختیار قرار می دهد که دو پارامتر ψ و γ از هم جدا بوده و معکوس یکدیگر نباشند در صورتی که در تابع مطلوبیت توانی استاندارد که بصورت گسترده‌ای در ادبیات کلان- مالی استفاده می‌شود، این دو پارامتر متقابل بوده و رابطه آنها بصورت $\gamma = 1/\psi$ می‌باشد. بدیهی است که در هر دوره زمانی، کارگزار نوعی از مصرف کالاها و خدمات ناشی از فراغت لذت برده و مطلوبیت کسب می‌کند. تصریحی که گویای جدایی‌ناپذیری مصرف و فراغت باشد بصورت گسترده در ادبیات اقتصاد کلان استفاده شده است (نظیر کار کینگ و ربلو[3]، ۱۹۹۹). فرض کنید که تابع مطلوبیت کارگزار نوعی بصورت (۴) باشد:

$$V_t = C_t^{1-\eta}(\mathrm{H} - \mathrm{N_t})^{\eta} \qquad (۴)$$

که در آن C_t مصرف کل کالاها، H انباره (کل) ساعاتی که کارگزار نوعی به کار و فراغت تخصیص می‌دهد، و N_t ساعات عرضه کار توسط خانوار برای بخش تولید می‌باشد. همچنین، $0 < \eta < 1$ می تواند به عنوان سهم خدمات فراغت تفسیر گردد. این تابع مطلوبیت بر روی مصرف و فراغت، توسط افرادی چون ایچن بام و همکاران[4] (۱۹۸۸) و سایرین استفاده شده است که دلالت بر این دارد که کشش جانشینی درون دوره‌ای بین مصرف و فراغت برابر یک است. با قرار دادن (۴) در (۳) و در نظر گرفتن محدودیت بودجه‌ای که کارگزار نوعی با آن روبروست، می توان مسئله برنامه‌ریزی پویای بین دوره‌ای کارگزار را بصورت زیر تصریح نمود:

$$\mathrm{J(B_t)} \equiv \max_{C_t, L_t, \{\omega_{i,t}\}_{i=1}^{N}} \mathrm{U_t} = \{(1-\delta)[\mathrm{C_t^{1-\eta}(H-N_t)^{\eta}}]^{1-\frac{1}{\psi}} + \delta(\mathrm{E_t[U_{t+1}^{1-\gamma}]})^{\frac{1}{\theta}}\}^{\frac{1}{1-\frac{1}{\psi}}} \qquad (۵)$$

$$\mathrm{B_{t+1}} = \mathrm{R_{m,t+1}[B_t - C_t - W_t(H - N_t)]}, \qquad (۶)$$

$$\mathrm{R_{m,t+1}} = \sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{N}} \omega_{i,t}(\mathrm{R_{i,t+1} - R_{f,t+1}}) \qquad (۷)$$

که B_{t+1} نشان دهنده ثروت کل در پایان دوره t+1 بوده؛ $R_{m,t+1}$ بازدهی ناخالص کل ثروت؛ $\omega_{i,t}$ وزن متناظر با دارایی ریسکی i امِ پرتفوی کارگزار؛ $R_{i,t+1}$ بازدهی دارایی ریسکی iام؛ و $R_{f,t+1}$ نرخ بازدهی دارایی بدون ریسک از

[1] Relative Risk Aversion
[2] Elasticity ofIntertemporal Substitution
[3] King & Rebelo
[4] Eichenbaum et al.

دوره t تا t+1، که در ابتدای دروه دوره مشخص است. همچنین، W_t نشان دهنده دستمزد برای ساعات کار، که قیمت نسبی خدمات ناشی ازلذت بردن از فراغت را نشان می‌دهد که بر حسب مصرف اندازه‌گیری می‌شود. به عبارت ساده، در قید بودجه فرض می‌شود که ثروت قابل سرمایه‌گذاری (خالص) در پایان دوره t در بازدهی ناخالص کل ثروت برای دوره بعد ضرب شده، تا کل ثروت دوره t+1 بدست آید.

شروط مرتبه اول (مشتقات) مسئله بهینه سازی فوق، نسبت به C_t و $H - N_t$ به صورت (۸) و (۹) می‌باشند:

$$(1-\eta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\eta)-1}(H-N_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}\eta} = \frac{\delta}{1-\delta}(E_t[J(B_{t+1})^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}-1}E_t[J(B_{t+1})^{-\gamma}J_B(B_{t+1})R_{m,t+1}] \quad (۸)$$

و

$$\eta C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}(1-\eta)}(H-N_t)^{\frac{1-\gamma}{\theta}(\eta-1)}\frac{1}{W_t} = \frac{\delta}{1-\delta}(E_t[J(B_{t+1})^{1-\gamma}])^{\frac{1}{\theta}-1}E_t\left[J(B_{t+1})^{-\gamma}J_B(B_{t+1})R_{m,t+1}\right] \quad (۹)$$

با ترکیب روابط (۸) و (۷۹، شرط تعادلی درون دوره ای به صورت (۱۰) بدست خواهد آمد:

$$(\frac{\eta}{1-\eta})(\frac{C_t}{H-N_t}) = W_t \quad (۱۰)$$

رابطه (۱۰) بیان می‌کند که نرخ نهایی جانشینی درون دوره‌ای[1] بین مصرف و فراغت (سمت چپ رابطه) بایستی با قیمت نسبی خدمات لذت بخش ناشی از فراغت (هزینه فرصت فراغت)، که بر حسب مصرف اندازه گیری می شود (طرف راست رابطه) برابر باشد. در واقع در اینجا، قیمت مصرف را به یک نرمالایز کرده‌ایم، و W_t نشان دهنده هر دوی قیمت نسبی و حقیقی فراغت می‌باشد.

با استفاده از فرض همگنیِ[2] مسئله بهینه‌سازی، تابعِ مقدار متناسب با ثروت می‌باشد یعنی:

$$J(B_t) = \phi_t B_t \quad (۱۱)$$

پس از جایگذاری (۱۱) در (۸) و استفاده از رابطه (۶) و اندکی عملیات ریاضی به معادله اولر برای بازدهی روی پرتفوی ثروت کل بصورت (۱۲) خواهیم رسید:

$$E_t\left\{\delta^\theta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\frac{\theta}{\psi}(\eta-1)-\eta\theta}(\frac{H-N_{t+1}}{H-N_t})^{\eta(1-\gamma)}R_{m,t+1}^{\theta-1}\right\} = 1 \quad (۱۲)$$

معادله (۱۲) دلالت بر این دارد که کرنل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی (SDF) بصورت (۱۳) می‌باشد:

$$M_{t+1} = \delta^\theta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\frac{\theta}{\psi}(\eta-1)-\eta\theta}(\frac{H-N_{t+1}}{H-N_t})^{\eta(1-\gamma)}R_{m,t+1}^{\theta-1} \quad (۱۳)$$

ملاحظه می‌گردد که کرتل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی (SDF) به رشد فراغت وابسته است و این نیز، از جدایی‌ناپذیری بین مصرف و فراغت در تابع مطلوبیت ناشی می‌شود. توجه نمایید که هر گاه $\gamma > 1$، کرنل قیمت‌گذاری تابع کاهشی از رشد فراغت خواهد بود[3]. از این رو، دوره‌هایی که در آن فراغت پایین است نشان دهنده دوره‌هایی است که مطلوبیت نهایی مصرف بالاست و به طبع، مصرف بسیار ارزشمند است.

---

[1] Intratemporal Marginal Rate of Substitution

[2] Homogeneity

[3] $\frac{\partial M_{t+1}}{\partial(\frac{H-N_{t+1}}{H-N_t})} = \eta(1-\gamma)\delta^\theta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\frac{\theta}{\psi}(\eta-1)-\eta\theta}(\frac{H-N_{t+1}}{H-N_t})^{\eta(1-\gamma)-1}R_{m,t+1}^{\theta-1}$

اگر $\gamma > 1$ عبارت فوق منفی خواهد بود.

برای تخمین و ارزیابی پیامدهای موجود در معادله قیمت گذاری دارایی‌ها (۷)، ساعات فراغت (یا ساعات کار) مورد نیاز است ولی، می‌دانیم که در عمل دسترسی و اندازه‌گیری ساعات فراغت مشکل است. بعلاوه اینکه، داده‌های مربوط به ساعات کار نیز نسبت به داده‌های مصرف، از دقت کمتری برخوردار است. یک راه به منظور دور زدن خطاهای موجود در داده‌های فراغت/کار، آن است که در تابع کرنل قیمت‌گذاری به جای فراغت بر روی دستمزد متمرکز شویم که مسلما داده‌های آن دقیق‌تر می‌باشد. حال به منظور ورود دستمزد (به جای فراغت) در کرنل قیمت‌گذاری (۱۱) که به مصرف و فراغت وابسته است، می‌توان با بازآرایی رابطه (۸)، ارتباط بین دستمزد کارِ عرضه شده توسط نیروی کار در فعالیت‌های تولیدی و فراغت را بصورت (۱۴) نوشت:

$$\eta = \frac{(\mathrm{H} - \mathrm{N_t})W_t}{\mathrm{C_t} + (\mathrm{H} - \mathrm{N_t})W_t} \qquad (۱۴)$$

که در آن، η می‌تواند به عنوان سهم فراغت از کل مخارج روی مصرف و فراغت تفسیر شود. با جایگذاری رابطه (۱۴) در کرنل قیمت‌گذاری، می‌توان نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای یا کرنل قیمت‌گذاری (SDF) را مستقیما به عنوان تابعی از نرخ رشد دستمزد به صورت رابطه (۱۵) بیان کرد:

$$M_{t+1} = \delta^{\theta}\left(\frac{\mathrm{C_{t+1}}}{\mathrm{C_t}}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}}\left(\frac{\mathrm{W_{t+1}}}{\mathrm{W_t}}\right)^{-\eta(1-\gamma)}\mathrm{R_{m,t+1}^{\theta-1}} \qquad (۱۵)$$

در مقایسه با کرنل قیمت‌گذاریی که در مدل استاندارد اپستین و زین (۱۹۹۱) بکار گرفته شده، در رابطه (۱۵) از رشد دستمزد به عنوان یک عامل ریسکی جدید استفاده شده است. پارامتر η وزن رشد دستمزد در دارایی‌های قیمتی را اندازه‌گیری می‌کند: مقدار بزرگتر η حاکی از آن است که رشد دستمزد (به طور ضمنی، فراغت) نقش مهمتری را نسبت به عامل استانداردِ مصرف، برای قیمت‌گذاری دارایی ایفا می کند. در واقع، اگر $\eta = 0$ باشد، هیچ نقشی برای فراغت در تابع مطلوبیت کارگزار نوعی قائل نشده ایم و در این حالت همان مدل اپستین- زین به عنوان یک حالت خاص به صورت (۱۶) بدست خواهد آمد:

$$M_{t+1} = \delta^{\theta}\left(\frac{\mathrm{C_{t+1}}}{\mathrm{C_t}}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}}\mathrm{R_{m,t+1}^{\theta-1}} \qquad (۱۶)$$

مشتق مرتبه اول از SDF نسبت به رشد دستمزد به صورت (۱۷) خواهد بود:

$$\frac{\partial M_{t+1}}{\partial\left(\frac{W_{t+1}}{\mathrm{W_t}}\right)} = -\eta(1-\gamma)\delta^{\theta}\left(\frac{\mathrm{C_{t+1}}}{\mathrm{C_t}}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}}\left(\frac{W_{t+1}}{\mathrm{W_t}}\right)^{-\eta(1-\gamma)-1}\mathrm{R_{m,t+1}^{\theta-1}} \qquad (۱۷)$$

عبارت (۱۷) به ازای $\gamma > 1$ مثبت است. به طور شهودی، نرخ دستمزد (هزینه فرصت فراغت) بالاتر، باعث کاهش تقاضا برای فراغت می‌شود چرا که، زمانی که هزینه فرصت فراغت بالا باشد، خانوارها به تخصیص بیشتر ساعات خود به کار، گرایش دارند و این موضوع نیز منجر به افزایش مطلوبیت نهایی مصرف خواهد شد.

۳-۲-روش گشتاورهای تعمیم یافته و نحوه‌ی برآورد معادله اولر استخراجی

معادله اولراستخراجی در بخش قبل (معادله ۱۰)، در پارامترها غیرخطی است. برای برآورد پارامترهای این معادله، هانسن[1] (۱۹۸۲) از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده نمود. در روش GMM برای حل مشکل درون زا بودن متغیرهای توضیحی و بازده دارایی‌های بکار رفته در مدل از متغیرهای ابزاری مناسب استفاده می‌شود. در واقع در روش

[1] Hansen

GMM دسته‌ی مناسبی از شروط گشتاوری تولید می‌گردد که بتوان با استفاده از آن یک تابع مربعی را ایجاد کرد و در واقع برآوردکننده های روش GMM آن برآورد کننده‌هایی هستند که این تابع معیار را حداقل سازند. فرض کنید داشته باشیم:

$$E_t f(x_{t+\tau}; \Theta), \tau \geq 1 \quad (۱۸)$$

که $x_{t+\tau}$ یک بردار k بعدی بطور اکید مانا از همه ی متغیرهای تصادفی قابل مشاهده در مدل در زمان $(t+\tau)$ باشد، و Θ مقدار صحیح از بردار پارامتری l بعدی ناشناخته باشد و $f(x_{t+\tau}; \Theta)$ یک بردار مشتق پذیر از توابع از $R^k \times R^l$ به R^m باشد. همچنین $E_t[.|I_t]$ عملگر انتظارات شرطی مشروط به مجموعه اطلاعاتی شناخته شده I_t درزمان t است. در این مقاله معادله (۱۲) با کرنل قیمت‌گذاری (۱۵) همان معادلات ایجاد شده از شرایط مرتبه اول بهینه‌سازی می‌باشند. اگر z_t را به عنوان یک بردار q بعدی از متغیرهای مجموعه اطلاعاتی مصرف کننده در نظر بگیریم می‌توان نوشت:

$$h(x_{t+\tau}; \Theta, z) = f(x_{t+\tau}; \Theta) \otimes z_t \quad (۱۹)$$

که h نگاشت $R^k \times R^l \times R^q$ به R^r بوده و $\otimes$ ضرب کرونکر است[۱]. هدف اصلی روش GMM انطباق دادن این محدودیت‌های گشتاوری با داده های نمونه می باشد. شروط گشتاوری مدل پژوهش حاضر را می توان بصورت (۲۰) نوشت:

$$\underbrace{h(\Theta; x_{t+1}; z_t)}_{mq\times 1} = \underbrace{f(\Theta; x_{t+1})}_{m\times 1} \otimes \underbrace{z_t}_{q\times 1} = \begin{bmatrix} \left[1-\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{\theta}{\psi}}\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)^{-\eta(1-\gamma)} R_{m,t+1}^{\theta-1} R_{1t+1}\right]|z_t \\ \left[1-\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{\theta}{\psi}}\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)^{-\eta(1-\gamma)} R_{m,t+1}^{\theta-1} R_{2t+1}\right]|z_t \\ \vdots \\ \left[1-\delta^{\theta}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\frac{\theta}{\psi}}\left(\frac{W_{t+1}}{W_t}\right)^{-\eta(1-\gamma)} R_{m,t+1}^{\theta-1} R_{Nt+1}\right]|z_t \end{bmatrix} = \quad (۲۰)$$

u_{t+1}

که u_{t+1} نشان دهنده جزء خطا می باشد که انحراف از شرایط تعادل را نشان می‌دهد. هانسن نشان داد که برآوردکننده GMM از Θ_0، یعنی Θ_{GMM} را می‌توان از مینیمم کردن تابع زیان مربعی زیر نسبت به Θ_0 بدست آورد؛ این برآوردکننده سبب می گردد که به صفر نزدیک شود.

$$J_n(\Theta_0) = \min_{\theta}[g_n(\Theta_0)' W_{GMM} g_n(\Theta_0)] \quad (۲۱)$$

که W_{GMM} یک ماتریس متقارن معین مثبت $(r \times r)$ می‌باشد. هانسن تست- J خود را بصورت رابطه (۲۰) برای محدودیت های بیش از حد ارایه داد تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری اندازه گیری نماید.

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \to \chi^2(r-l) \quad (۲۲)$$

[۱] معادله (۱۹) دلالت بر این دارد که شرط گشتاوری مطلوب بصورت زیر می‌تواند بیان شود:

$$E[h(x_{t+\tau}; \Theta, z)] = 0$$

بطوری‌که Θ_{GMM} مقدار حداقل کننده تابع زیان خواهد بود. تحت فرضیه صفر[۱] آماره آزمون دارای توزیع مجانبی خی-دو با (r-l) درجه آزادی می‌باشد. در بخش تجربی در مورد نحوه انتخاب متغیرهای ابزاری مناسب بر طبق مطالعات مختلف و با بهره‌گیری از آماره آزمون جی-هانسن توضیحاتی ارائه شده است.

۴-یافته‌های تحقیق

۴-۱-داده‌های پژوهش و بررسی مانایی متغیرها

در این قسمت ابتدا خصوصیات آماری متغیرهای پژوهش را جهت آشنایی بیشتر با ویژگی‌های آنها مورد بررسی قرار می‌دهیم. سپس از آنجایی که در این پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد ضرایب مدل استفاده می‌شود لازمست که از مانایی متغیرها مطمئن شویم که این کار با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام خواهد گرفت. در ادامه به نحوه و منبع جمع‌آوری داده‌های پژوهش اشاره می‌شود:

ابتدا لازمست که یادآور شویم که دوره‌ی مورد بررسی برای مطالعه حاضر ۱۴۰۰-۱۳۵۷ می باشد. برای هزینه‌های مصرفی از داده های 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 گردیده، استفاده شده است که داده‌های مذکور با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده سال ۱۳۹۵ واقعی شده‌اند. داده‌های مربوط به نرخ سود بانکی (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 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 امور اجتماعی اخذ شده است. همچنین از آنجایی که در مدل اول که از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین استفاده شده، لازم است در کنار بازدهی هریک از دارایی‌ها، 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 سپرده‌های مدت دار تشکیل شده است. بازده هر یک از دارایی ها توسط وزنی مناسب موزون شده است بدین ترتیب که برای بازده شاخص کل سهام از «ارزش معاملات بازار بورس»، برای بازده بخش مسکن از «سرمایه گذاری 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 محاسبه 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 محاسبه متوسط بازدهی پرتفوی خانوار، هر یک از وزن ها 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 به جای $R_{m,t+1}$ در معادله اولر استخراجی استفاده شود." آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارایه می شود.

۱ این فرضیه به صورت صفر $E[h(x_{t+\tau}; \Theta_{GMM}, z_t)] = 0$ بیان می‌شود.

جدول (۱): خصوصیات آماری متغیرهای استفاده شده در پژوهش

مشخصه آماری	نسبت مصرف دو سال متوالی	نسبت افزایش دستمزدها در دو سال متوالی	بازده مسکن	بازده دستمزد نیروی کار	بازده سپرده های بانکی	بازده سهام	پرتفوی ثروت
علامت اختصاری	$\frac{C_{t+1}}{C_t}$=CONS۱۰	$\frac{W_{1t+1}}{W_{1t}}$= W1W0	HOUS	LABOR	RATE	SAHAM	PORTFO
میانگین	۱/۰۲۶	۱/۰۳۲	۰/۲۲۸	۰/۲۵۴	۰/۱۴۷	۰/۴۰۸	۰/۲۳۶
انحراف معیار	۰/۰۶۱	۱/۰۷۳	۰/۱۴۹	۰/۰۸۱	۰/۰۲۵	۰/۵۵۹	۰/۱۳۱
ماکزیمم	۱/۱۲۲	۱/۱۶۶	۰/۵۳۴	۰/۴۵۱	۰/۲۳۰	۱/۸۷۱	۰/۷۹۲
مینیمم	۰/۹۱۸	۰/۷۷۹	۰/۰۴۴	۰/۰۶۸	۰/۱۱۵	-۰/۲۱۹	۰/۰۹۱
میانه	۱۱/۰۳	۱/۰۷۳	۰/۱۷۱	۰/۲۴۹	۰/۱۴۰	۰/۲۶۲	۰/۲۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که در این مقاله برای تخمین ضرایب از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده می‌شود، لازمست ابتدا مانایی متغیرهای مدل بررسی شود. در جدول (۲) نتایج بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای مدل بابهره گیری از معیار دیکی فولر تعمیم یافته ارایه شده است.

جدول (۲): نتایج بررسی مانایی متغیرهای استفاده شده در پژوهش

متغیر	نام متغیر	وضعیت	آماره آزمون ADF	مقداربحرانی ADF
نسبت مصرف در دو سال متوالی	CONS۱۰	با عرض از مبدأ	-۴/۶۸	-۳/۵۹
نسبت دستمزد در دو سال متوالی	W1W0	با عرض از مبدأ	-۱۰/۹۲	-۳/۵۹
بازده مسکن	HOUS	با عرض از مبدأ	-۴/۲۲	-۳/۵۹
بازده دستمزد نیروی کار	LABOR	با عرض از مبدأ	-۶/۵۶	-۳/۵۹
بازده سپرده های بانکی	RATE*	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۱۹	-۳/۵۴
بازده سهام	SAHAM*	با عرض از مبدأ	-۳/۰۶۶	-۲/۹۷۱
پرتفوی ثروت	PORTFO	با عرض از مبدأ	-۵/۶۹	-۳/۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مندرج در جدول (۳) نشان می دهد که کلیه متغیرهای استفاده شده در مدل پژوهش مانا هستند. مواردی که با * مشخص شده، در سطح معناداری ۵٪ مانا هستند. سایر موارد در سطح ۱٪ نیز مانا می‌باشند.

۴-۲-برآورد معادله اولر و تخمین ضریب تاثیر سهم فراغت در تابع مطلوبیت خانوارها با ترجیحات بازگشتی

۴-۲-۱-تصریح سیتم معادلات پژوهش

در بخش قبل مشخص شد که همه متغیرهای پژوهش مانا هستند. حال به برآورد ضرایب مدل اولر استخراجی که عامل تنزیل تصادفی آن (۱۳) است، می پردازیم تا سهم فراغت در تابع مطلوبیت خانوارهای ایرانی در بازه مورد بررسی مشخص گردد.

در این قسمت سیستم معادلاتی که از طریق معادله (۱۲) و عامل تنزیل تصادفی (۱۵) و با بکارگیری متغیرهای توضیحی و دارایی‌های مختلف ایجاد می شود و از آن برای محاسبه η به عنوان سهم فراغت از کل مخارج روی مصرف و فراغت استفاده شده است بصورت (۲۳) ارایه می‌گردد:

(C(1)*((C1C0)^(C(2)))*((W1W0)^(C(3)))*(PORTFO^C(4))*RATE) =1
(C(1)*((C1C0)^(C(2)))*((W1W0)^(C(3)))*(PORTFO^C(4))*SAHAM) =1
(C(1)*((C1C0)^(C(2)))*((W1W0)^(C(3)))*(PORTFO^C(4))*HOUS) =1
(C(1)*((C1C0)^(C(2)))*((W1W0)^(C(3)))*(PORTFO^C(4))*LABOR) =1 (۲۳)

همه متغیرهای بکار رفته در سیستم در جدول (۲) تعریف شده‌اند. به دلیل غیرخطی بودن مدل پژوهش از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای برآورد ضرایب استفاده می‌شود. 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 لازمست که با استفاده از انتساب مقادیر اولیه مناسب به ضرایب مدل، به تخمین ضرایب مدل غیرخطی پژوهش با استفاده از روش GMM پرداخت. به همین دلیل، از مقادیر اولیه متعددی استفاده گردید. علاوه بر آن، چون لازمه استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای تخمین ضرایب، بهره‌گیری از متغیرهای ابزاری است لذا، از متعیرهای مختلف که عموماً وقفه‌های متغیرهای بکاررفته در مدل به همراه عرض از مبدأ می‌باشد، استفاده شده است. همانطور که بیان شد در این پژوهش از ترجیحات بازگشتی ارایه شده توسط اپستین-زین استفاده شده است. نتایج بکارگیری روش GMM برای تخمین ضرایب بهترین مدل برای معادله اولر اولر با SDF (۱۵) که دارای ترجیحات باز گشتی بوده و ازدستمزد (بطور ضمنی فراغت) به عنوان یک عامل ریسکی در کنار عوامل ریسکی پرتفوی بازدهی دارایی‌ها و رشد مصرف استفاده شده، پس از تخمین ضرایب سیستم (۲۳) و استفاده از روابط برابری‌های: $c(2) = -\frac{\theta}{\psi}$ ، $c(3) = -\eta(1-\gamma)$، $c(4) = \theta - 1$ و $\theta =$ $(1-\gamma)/(1-1/\psi)$ در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳): نتایج تخمین مدل پژوهش با وجود دستمزدها (به طور ضمنی فراغت) به عنوان عامل ریسکی در SDF معادله اولر و ترجیحات بازگشتی با روش GMM

مقادیر اولیه ضرایب تحمینی	η	γ	θ	ψ	آماره J خروجی نرم افزار	آماره J مدل	آماره J بحرانی
(۱/۱،۰/۰،۶/۱ ،۰/۱)	۰/۱۵۸ *(۰/۰۰۰)	۱۹/۴۷ *(۰/۰۰۰)	۰/۰۲۴ *(۰/۰۱۱)	۰/۰۰۱۳ *(۰/۰۱۰)	۰/۲۳	9/43	۲۶/۲۹
آزمون های تشخیصی و سایر ویژگی های سیستم و روش GMM							
آزمون		مقدار آماره		مقداراحتمال(P_value)			
خودهمبستگی سریالی AR(1)		۲۵/۱۰		۰/۰۷			
کرنل: بارتلت		\پهنای باند: ثابت و از نوعنیووست[1]		روش تخمین: GMM-Time series(HAC)			

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] nw for Newey West

* مقادیر مربوط به احتمال (p-value) آزمون t در سطح معنی‌داری ۵ درصد
- ابزارهای مورد استفاده عرض از مبدأ و C1C0(-2), PROF(-1), LABOR(-1), W1W0(-2) می‌باشند.

همانطور که از جدول (۳) پیداست کلیه ضرایب تخمینی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. در مدل پژوهش که از ترجیحات بازگشتی استفاده شده است، ضریب η که نشان‌دهنده سهم فراغت در تابع مطلوبیت خانوار است، برابر ۰/۱۵۸ یعنی حدوداً ۱۶ درصد می‌باشد.

۴-۲-۱- آزمون J-هانسن یا آزمون محدودیت فراشناسایی(overidentified) ابزارها

برای سازگاری تخمین زننده‌های روش GMM لازمست که از متغیرهای ابزاری مناسب استفاده گردد. در بخش ۳-۲ بیان شد که در روش GMM اگر تعداد متغیرهای ابزاری بیش از تعداد متغیرهای درون‌زا باشد اصطلاحا می‌گویند مدل فراشناسا است. در این شرایط، تعداد معادلاتمان از تعداد مجهولات بیشتر است و بایستی تخمین زن ضرایب به گونه‌ای انتخاب شود که مجموعه گشتاورهای نمونه تا حد ممکن به صفر نزدیک شوند و این امر درصورتی محقق می‌گردد که مساله فراشناسا بودن سیستم حل گردد. این موضوع توسط هانسن با ارایه معیار J که پیش از این ذکر شد مرتفع می‌گردد.

در این مقاله از وقفه‌های مختلف متغیرهای بکار رفته در مدل پژوهش از جمله وقفه اول نسبت مصرف در دو سال متوالی، وقفه دوم نسبت دستمزد در دو سال متوالی، وقفه اول بازده دستمزد نیروی کار و وقفه اول پرتفوی ثروت به عنوان ابزارها استفاده گردیده‌اند. معمولا ابزارها متغیرهایی انتخاب می‌شوند که با متغیرهای مدل همبستگی بالایی دارند و در عین حال با باقیمانده‌ها همبستگی ندارند. لازم به توضیح است که متغیرهای ابزاری مختلف که ترکیب‌های متنوعی از متغیرهای بکار رفته در مدل پژوهش می‌باشند استفاده گردیده است ولی همانطور که بیان شد در روش GMM برای سازگار ضرایب تخمینی لازمست که جملات خطا و ابزارها دچار همبستگی سریالی نباشند. معمولا مناسب‌ترین ابزارها، وقفه‌هایی از متغیرهای بکار رفته در مدل می‌باشند که این موضوع را می توان به کمک آزمون J ارایه شده توسط هانسن بررسی کرد. اگر 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 می‌آید. چنانچه آماره 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. همانطور که از جدول (۳) پیداست، آماره J خروجی نرم افزار ۰/۲۳ می‌باشد که اگر در تعداد مشاهدات ضرب شود آماره J مدل که برابر ۹/۴۳ می‌باشد حاصل می‌گردد که این مقدار از آماره J بحرانی (مقدار کای دو با درجه آزادی ۱۶ و احتمال ۵ درصد) که برابر ۲۶/۲۹ می‌باشد کوچکتر است که این نتیجه، مناسب بودن ابزارها را تایید می‌کند. و متغیرهای ابزاری استفاده شده شروط تعامدی را برقرار می‌سازند.

لازم به توضیح است که مدل پژوهش به دفعات متعدد با متغیرهای ابزاری مختلف برآورد گردیده تا اینکه بالاخره وقفه‌هایی از متغیرها انتخاب گردیدند که شروط تعامدی را برقرار ساخته و آماره J نیز مناسب بودن آنها را تایید کند. اسامی متغیرهای ابزاری که برای شروط لازم را تایید کردند در پایین جدول (۳) آمده است.

۴-۲-۲-آزمون مرتبط بودن (Relevance) ابزارها

انتخاب متغیرهای ابزاری به دانش تجربی نیاز دارد. آزمون ارتباط بیان می کند که متغیرهای ابزاری بکارگرفته شده در مدل با متغیرهای توضیحی مدل ارتباط داشته و بر متغیر وابسته تاثیر گذارند. برای آزمون کردن این موضوع روش‌های مختلفی مانند قانون سراگشتی استوک و واتسون[1]، روش ضریب تعیین جزیی بوند (۱۹۹۵) برای وجود فقط یک متغیر درونزا، روش شیا[2] (۱۹۹۷) برای چند متغیر درونزا و ... وجود دارد که همگی بر اساس تشکیل آماره F مقید عمل می‌کنند. که در این مقاله نیز با بهره‌گیری از تابع آزمون F مقید موضوع مرتبط بودن متغیرهای ابزاری را آزمون می‌نماییم. برای این منظور، ابتدا هر یک از معادلات سیستم را بدون استفاده از ابزارها برازش می‌کنیم سپس، معادله دیگری که در آن علاوه بر متغیرهای اصلی مدل، متغیرهای ابزاری نیز به آن اضافه شده است برآورد می‌نماییم. با استفاده از مجموع مجذورات باقیمانده های دو معادله، فرضیه $H_0: Y = \alpha X + U$ را در مقابل $H_1: Y = \alpha X + \beta Z + U$ به کمک آماره F[3] مورد آزمون قرا می دهیم؛ که Z بردار متغیرهای ابزاری است. حال اگر H_0 رد گردد (به عبارتی فرض صفر که می توان آن را بصورت $H_0: \beta_1 = \cdots = \beta_k = 0$ هم نوشت، رد شود) به معنی آن است که فرض مساوی صفر بودن همگی ضرایب (یا غیرمرتبط بودن ابزارها) رد می‌گردد و ابزارها مرتبط (Relevance) هستند. آماره F محاسبه شده برای هر یک از معادلات سیستم پژوهش حاضر به همراه مقدار بحرانی آن در جدول (۴) آمده است:

جدول (۴): آزمون ارتباط (Relevance) برای متغیرهای ابزاری

شماره معادله	آماره F محاسباتی	آماره F جدول	آزمون فرضیه	نتیجه
۱	۳/۳۵	۲/۶۱	رد H_0	مرتبط بودن ابزارها
۲	۳/۱۷	۲/۸۴	رد H_0	مرتبط بودن ابزارها
۳	۳/۶۴	۲/۶۱	رد H_0	مرتبط بودن ابزارها
۴	۲/۷۳	۲/۶۱	رد H_0	مرتبط بودن ابزارها

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه برای هر چهار معادله، آماره محاسباتی بیشتر از مقدار بحرانی جدول می‌باشد فرضیه مرتبط بودن متغیرهای ابزاری در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تایید قرار می‌گیرد.

همچنین شایان ذکر است که از آنجایی که روش GMM از الگوریتم های غیر خطی برای برآورد ضرایب بهره می‌گیرد و این الگوریتم‌ها برای شروع به مقادیر اولیه ای نیاز دارند، مدل پژوهش با مقادیر اولیه متعددی بررسی گردید تا اینکه بالاخره مدل با مقادیر اولیه ۰/۱، ۰/۱، ۰/۶، ۱/۰، ۱/۱ به ترتیب برای متغیرهای $\psi, \theta, \gamma, \eta$ و متغیرهای ابزاری پیش گفته ضرایب معنی‌داری را برای متغیرهای مدل ارایه داد و به بیان دیگر نقاط اکسترمم مدل که الگوریتم‌های جستجوی غیر خطی بدنبال آن بودند مخقق گردید. همچنین ضریب ریسک گریز نسبی γ مثبت و معنادار بوده و پارامتر کشش جانشینی بین دوره‌ای ψ برابر ۰/۰۰۱۳ و معنادار است. همچنین آزمون های پورتمنتیو[4] و ضریب لاگرانژ چند منظوره

[1] Stock and Watson Rule of Thumb

[2] Shea

[3] از آماره F بصورت $F = \frac{(RRSS - URSS)/m}{URSS/(N-K)}$ که m تعدادپارامترها دررگرسیون غیرمقید (حاوی ابزارها)، N تعداد مشاهدات، و K تعداد محدودیت‌ها (ضرایب مساوی صفر ابزارها) می باشد استفاده شده است

[4] Portmanteau

که به لیانگ باکس معروف است نشان داد که باقیمانده های سیستم دچار خودهمبستگی مرتبه اول نمی‌باشند. که این موضوع در سطر انتهایی جدول (۳) آمده است همچنین از HAC[1] برای تصحیح واریانس جمله خطا یعنی رفع مشکل ناهمسانی و همخطی در روش تخمین GMM استفاده گردیده است.

۵-نتیجه‌گیری وپیشنهادها

امروزه بسیاری از خانواده ها در کنار لذت بردن از مصرف، بخشی از اوقات زندگی خود را به فراغت اختصاص می‌دهند و از هر دو عامل مطلوبیت کسب می‌کنند. پوشیده نیست که در زمان فراغت، شخص به کار مشغول نبوده و برای آن ساعات کسب درآمد نمی‌نماید و به تبع آن برایش هزینه فرصت ایجاد می‌شود. کارگزار اقتصادی چون عقلایی رفتار می‌کند در کنار هزینه فرصت از دست رفته ناشی از پرداختن به فراغت، به سهم خدمات ناشی شده از فراغت در مطلوبیت خود نیز توجه دارد. از این رو، در این مقاله سعی شد تا با توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی و با بهره‌گیری از ترجیحات بازگشتی اپستین-زین و یک تابع مطلوبیت از نوع کاب-داگلاس حاوی عوامل ریسکی فراغت و مصرف، به ورود فراغت در مدل‌های مذکور پرداخته شود. ابتدا به علت دشواری محاسبه ساعات فراغت و در دسترس نبودن زمان و داده‌های مربوط به آن، بین فراغت و دستمزدها ارتباط برقرار گردید؛ سپس با استفاده از یک سیستم برنامه‌ریزی پویا، معادله اولری که در آن عامل تنزیل تصادفی‌اش حاوی رشد دستمزدها و به طور ضمنی فراغت می‌باشد استخراج گردید. برای بدست آوردن سهم فراغت برای رفاه خانوار ایرانی از داده های ۱۴۰۰-۱۳۵۷ استفاده شد. پس از تخمین معادله اولر یا مدل پژوهش با متغیرهای ابزاری مختلف، با استفاده از آماره J هانسن، مدل با متغیرهای ابزاری مناسب که شروط تعامدی را برقرار می‌سازند، انتخاب شد. نتایج بیانگر آن است که سهم فراغت بر مطلوبیت خانوادهای ایرانی در بازه مورد بررسی ۰/۱۵۸ می‌باشد. کلیه ضرایب تخمینی در مدل از نظر آماری معنادار بوده و آزمون‌های تشخیصی مربوط به جملات باقیمانده‌ها نیز، صحت برآوردها را تایید می‌نمایند. بنابراین نتیجه می‌شود که ورود فراغت به عنوان یک عامل ریسکی در چارچوب CCAPM موجه بوده و از این طریق می‌توان سهم این عامل بر مطلوبیت خانوار را اندازه‌گیری نمود. نتیجه پژوهش حاضر مبنی بر معناداربودن سهم فراغت در نظر گرفته شده در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای همسو با مطالعه مایو و مین (۲۰۱۸) می‌باشد که آنان مدل را برای چندین پرتفو برآورد نمودند که در اغلب موارد به جواب های قابل قبولی از نظر اقتصادی دست یافتند و نتیجه گرفتند که رشددستمزدها و یا بطور ضمنی فراغت می‌تواند به به تبیین پادش ریسک سهام کمک نماید. با توجه به نتایج مدل و معنی‌دار شده ضریب فراغت در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مصرف نتیجه می‌گیریم که مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قابل توسعه بوده و ورود عامل ریسکی چون فراغت موجه می‌باشد و به توسعه مدل‌های اولیه کمک می‌نماید. از این رو، پیشنهاد می‌شود که محققانی که در پژوهش خود از چارجوب قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده می‌نمایند علاوه بر عوامل ریسکی سنتی همچون رشد مصرف و بازده پرتفوی دارایی‌ها، از رشد دستمزدها و به طور ضمنی فراعت نیز استفاده نمایند. همچنین با توجه به تاثیرگذاری مثبت و معنادار سهم فراغت بر تابع مطلوبیت خانواده ها، پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران و متولیان در جهت افزایش رفاه جامعه، به توسعه زیرساخت‌ها و امکانات گردشگری و رفاهی و ایجاد فرصت‌های استفاده بیشتر برای خانوارها جهت بهره مندی از خدمات فراغت، همت گمارند. چرا که خانوارها به

[1] Heteroscedsticity and Auto - Correlation

عنوان مصرف‌کنندگان همواره به دنبال حداکثرکردن مطلوبیت خود می‌باشند به ویژه اینکه در این مقاله هم از بعد نظری چگونگی ورود فراغت در مطلوبیت خانوارها و هم اینکه داده‌های کشور ما آن را تایید نموده و ضریب فراغت در مدل پژوهش معنادار گردید.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Adegboye, A. C. (2017). The consumption-oriented capital asset pricing model in the Nigerian Stock Exchange. *CBN Journal of Applied Statistics (JAS)*, *8*(2), 117-142.
2. Brav, A., Constantinides, G. M., & Geczy, C. C. (2002). Asset pricing with heterogeneous consumers and limited participation: Empirical evidence. *Journal of Political Economy*, *110*(4), 793-824.
3. Breeden, D. T., Gibbons, M. R., & Litzenberger, R. H. (1989). Empirical tests of the consumption-oriented CAPM. *The Journal of Finance*, *44*(2), 231-262.
4. Chen, Z., & Lu, A. (2018). Seeing the unobservable from the invisible: The role of CO2 in measuring consumption risk. *Review of Finance*, *22*(3), 977-1009.
5. Delikouras, S. (2017). Where's the kink? Disappointment events in consumption growth and equilibrium asset prices. *The Review of Financial Studies*, *30*(8), 2851-2889.
6. Dreyer, J. K., Schneider, J., & Smith, W. T. (2020). Saving-based asset pricing and leisure. *Annals of economics and finance*, *21*(2), 507-526.
7. Eichenbaum, M. S., Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1988). A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *103*(1), 51-78.
8. Epstein, L. G., & Zin, S. E. (2013). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. In *Handbook of the fundamentals of financial decision making: Part i* (pp. 207-239).
9. Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. *Journal of political Economy*, *99*(2), 263-286.
10. Gomes, J. F., Kogan, L., & Yogo, M. (2009). Durability of output and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, *117*(5), 941-986.
11. Ascari, G., Magnusson, L. M., & Mavroeidis, S. (2021). Empirical evidence on the Euler equation for consumption in the US. *Journal of Monetary Economics*, *117*, 129-152.
12. Izadkhasti, H. (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 (In Persian).
13. Jacobs, K., & Wang, K. Q. (2004). Idiosyncratic consumption risk and the cross section of asset returns. *The Journal of Finance*, *59*(5), 2211-2252.
14. Jagannathan, R., & Wang, Y. (2007). Lazy investors, discretionary consumption, and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, *62*(4), 1623-1661.
15. Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). Resurrecting the (C) CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying. *Journal of political economy*, *109*(6), 1238-1287.
16. Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, *20*(4), 587-615.
17. Lioui, A., & Maio, P. (2014). Interest rate risk and the cross section of stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *49*(2), 483-511.
18. Lucas Jr, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1429-1445.
19. Lustig, H. N., & Van Nieuwerburgh, S. G. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical perspective. *The Journal of Finance*, *60*(3), 1167-1219.
20. Lustig, H. N., & Van Nieuwerburgh, S. G. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical perspective. *The Journal of Finance*, *60*(3), 1167-1219.
21. Maio, P. F. (2018). Does inflation explain equity risk premia?. *Available at SSRN 3097493*.
22. Maio, P. F., & Min, B. K. (2019). *Wage growth and equity risk premia*. SSRN.

23.Roshan, R. (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 (In Persian).
24.Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, *19*(3), 425-442.
25.Talebloo, R., Mohammadi, T., Morovvat, H., & Bagheri Toodeshki, M. M. (2022). Asset Pricing Modeling Test Based on Behavioral Stochastic Discount Factor (SDF): A Case Study of Tehran Stock Exchange. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *9*(2), 112-83.
26.Weil, P. (1989). The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of monetary economics*, *24*(3), 401-421.
27.Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. *The Journal of Finance*, *61*(2), 539-580.