



Examining the Equity Premium Puzzle in Iran: A Practical Approach Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Sahar Zare Joneghani 

PhD student in Monetary Economics,
Faculty of Management and
Economics, Tarbiat Modares
University, Tehran, Iran

Bahram Sahabi * 

Associate Professor of Economics,
Faculty of Management and
Economics, Tarbiat Modares
University, Tehran, Iran.

Hassan Heydari 

Assistant Professor of Economics,
Faculty of Management and
Economics, Tarbiat Modares
University, Tehran, Iran.

Mehdi Zolfaghari 

Assistant Professor of Economics,
Faculty of Management and
Economics, Tarbiat Modares
University, Tehran, Iran.

Abstract

The equity premium is obtained from the difference between the return on the risky stock asset and the return on the risk-free asset; the failure of financial theory to explain high equity premium is known as the equity premium puzzle. This puzzle was introduced for the first time by Mehra and Prescott in the framework of the C-CAPM model and states that stock returns are so high that it cannot be explained by the fluctuation of real consumption growth. Therefore, the examination of the puzzle is important because it provides the basis for the correction of models that lead to failure when faced with financial data. The purpose of the present study is to investigate the equity premium puzzle in Iran. Focusing on the relationship between the real and financial

* Corresponding Author: sahabi_b@modares.ac.ir

How to Cite: Zare Joneghani, S., Sahabi, B., Heydari, H. & Zolfaghari, M. (2024). Examining the Equity Premium Puzzle in Iran: A Practical Approach Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economics Research*, 23(90), 175-217.

sectors, this study has specified a DSGE model in accordance with the conditions of Iran's economy. The specified model can investigate the equity premium puzzle in Iran by applying technology shocks, government spending, oil revenue, stock price index shock and money supply and the effect of these shocks on asset returns and consumption. The results show that the productivity shock, oil income shock and stock price shock in the high-risk aversion parameter while smoothing the consumption and creating a high equity premium can explain the equity premium puzzle in Iran.

1. Introduction

The neoclassical growth model is among the most successful models that have been influential in representing business cycles and macroeconomic issues, but it faces challenges when it comes to financial data. One of the best examples of this challenge is the equity premium puzzle presented by Mehra and Prescott (1985). Using the C-CAPM model, they showed that the empirical equity premium is larger than the risk tolerance in the standard neoclassical models of financial economics; therefore, the equity premium puzzle provided a basis for modifying the standard neoclassical models. So far, various studies have been carried out to modify the model, which provided solutions to solve the Equity premium puzzle. Some studies solved the Equity premium puzzle by introducing economic recession as a state variable (such as the study of Campbell & Cochrane (1999)), Others evaluated the Equity premium puzzle by including consumption habits (such as Constantinides (1990)); Epstein and Zin (1991) also looked for the Equity premium puzzle by separating the relative risk aversion coefficient and the time discount rate. In Iran, research has been done by Mohammadzadeh et al. (2015) and Erfani et al. (2015). By making changes in the C-CAPM model, they evaluated the Equity premium puzzle in Iran. Among the weaknesses of these studies, we can mention the neglect of the connection between the real and financial sectors, as well as the lack of attention to the role of fluctuations in macroeconomic variables in investors' decisions. In this regard, the present study has tried to correct these weaknesses by designing a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for the Iranian economy. To be more precise, the purpose of this model is to examine the equity premium puzzle in a more realistic way, because it examines the fluctuations of asset returns and consumption in response to the shocks introduced in the model. The main idea of this model is taken from the study of Kaszab and Marsal (2015).

2. Methods and Material

The data used in this study are quarterly data (from the first quarter of 1993 to the fourth quarter of 2021) adjusted gross domestic product without oil (minus net exports), oil income, consumer price index, private sector consumption,

private investment, monetary base, government spending, stock price index, and the bank deposit rate. The data were collected from the Central Bank of Iran and the Tehran Stock Exchange Organization. The specified DSGE model is simulated using MATLAB software and the Diner program.

3. Results and Discussion

As mentioned, this study specified the DSGE model with the approach of modifying preferences and focusing on the relationship between the real and financial sectors. The specified model includes 4 sections: household, corporations, financial, and monetary policymakers. The equations obtained from the first-order optimization conditions were linearized by the Uhlig method. The constant weighted ratios were calculated according to the data of Iran's economy and some parameters were calibrated using previous studies, and finally, 2 criteria were used to evaluate the simulated model in MATLAB:

- 1- The closeness of the mean and standard deviation of the theoretical variables resulting from calibration to the mean and standard deviation of the real-world variables.
- 2- The adaptation of the response of the variables to the shocks applied to the model with the theoretical topics. In table (3), the first criterion has been evaluated:

Table 1. Comparison of mean and standard deviation of simulated variables and real data

Title	Average		The standard deviation	
	real data	simulated value	real data	simulated value
inflation	0.0000	0.00000	0.0895	0.0274
Private investment	0.0000	0.00000	0.0938	0.0547
Private consumption	0.0000	0.00000	0.0319	0.0251
Stock price index	0.0000	0.00000	0.2072	0.0785
Bank deposit rate	0.0000	0.00000	0.0763	0.0050

Source: Research calculations.

According to the above table, the mean and standard deviation of the simulated variables of the model and the real sample are relatively similar, which reflects the relative ability of the model to predict the fluctuations of the variables.

Evaluation of the second criterion (analysis of immediate response): In the present study, in order to investigate Iran's equity premium puzzle in the form of the DSGE model, taking into account the fact that changes in consumption depend on the preferences of individuals, which is reflected in the intertemporal elasticity of substitution of consumption; the instantaneous

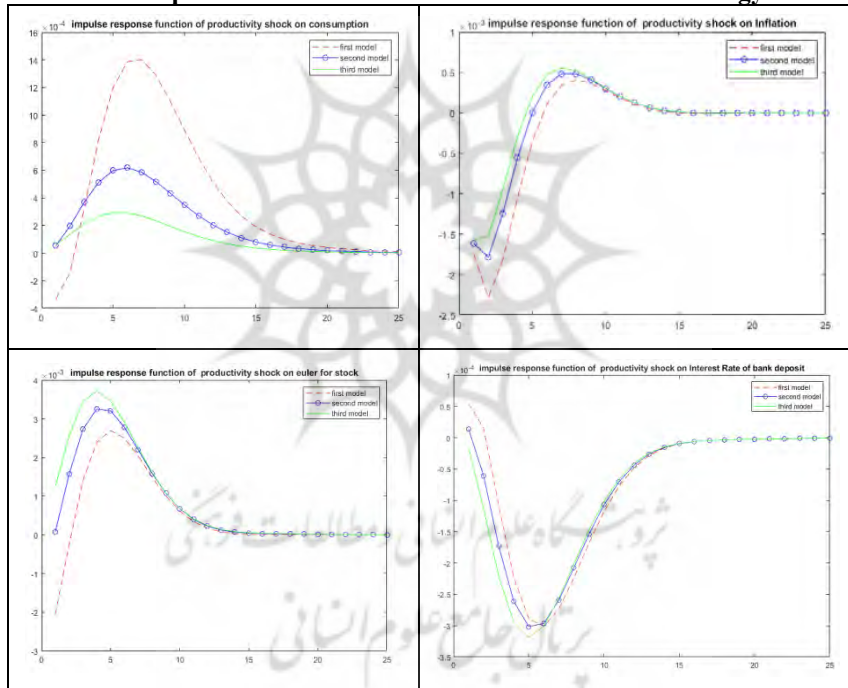
response functions of the simulated variables have been investigated in 3 different values of the risk aversion parameter. The values of this parameter are reported in Table 4:

Table 2. Relative risk aversion coefficient values

Risk aversion parameter	The first model, 1.65	the second model 5.00	the third model 12.00
	the coefficient value is less than the acceptable range	the coefficient value is within the acceptable range	The coefficient value is greater than the acceptable range

Technology shock:

Table 3. Response functions of simulated variables to technology shock

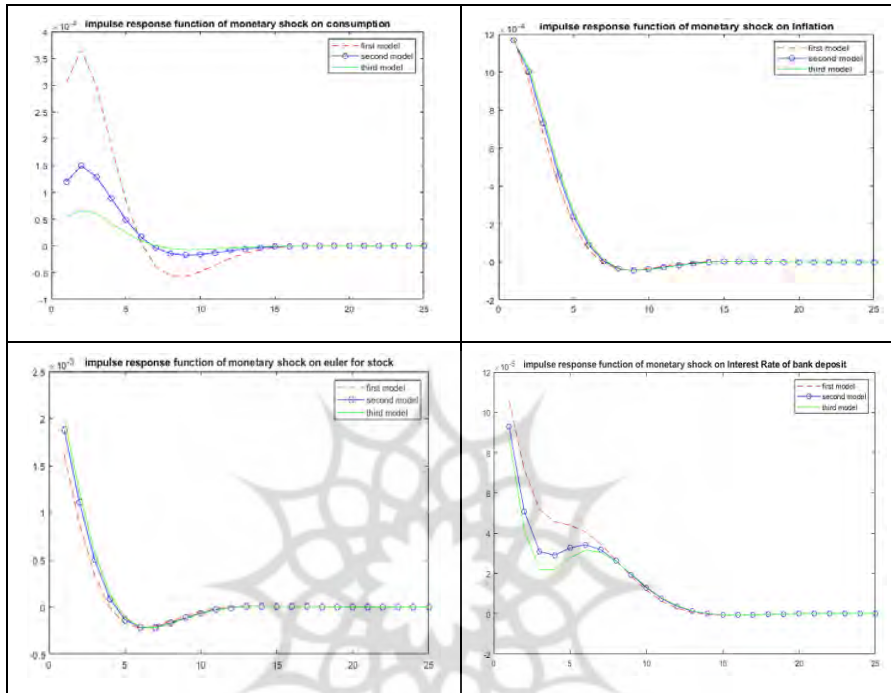


Source: Research calculations

According to Table (5), in the higher risk aversion parameter (12), a negative correlation between inflation and consumption and a positive correlation between consumption and real stock price index can produce higher positive equity premium and confirm the equity premium puzzle in Iran in short-run, medium-run, and long-run.

Money supply shock:

Table 4. Response functions of the simulated variables to the money supply shock



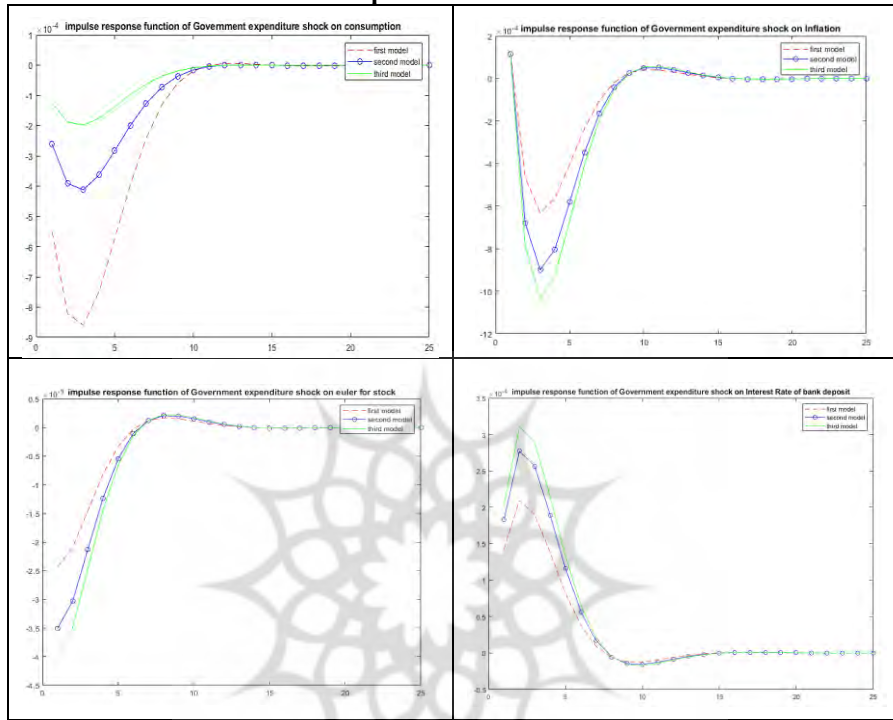
Source: Research calculations

Money supply shock in higher risk aversion parameter (12), in the short run (up to 4 periods) can explain the equity premium puzzle in Iran.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

Government expenditure shock:

Table 5. Response functions of the simulated variables to the government expenditure shock

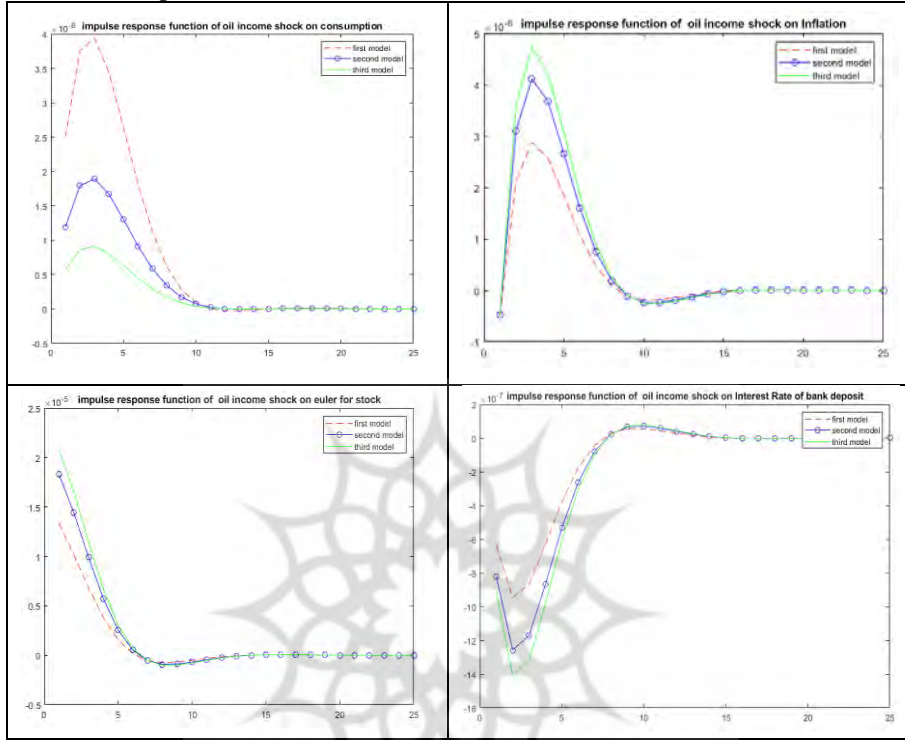


Source: Research calculations

The shock of government spending in all values of the risk aversion parameter, by creating a positive covariance between consumption and inflation, produces a negative premium for 9 periods and produces a small positive premium from the 9th period until reaching a stable point; therefore, government expenditure shock cannot explain the equity premium puzzle.

Oil income shock:

Table 6. Response functions of the simulated variables to the oil income shock



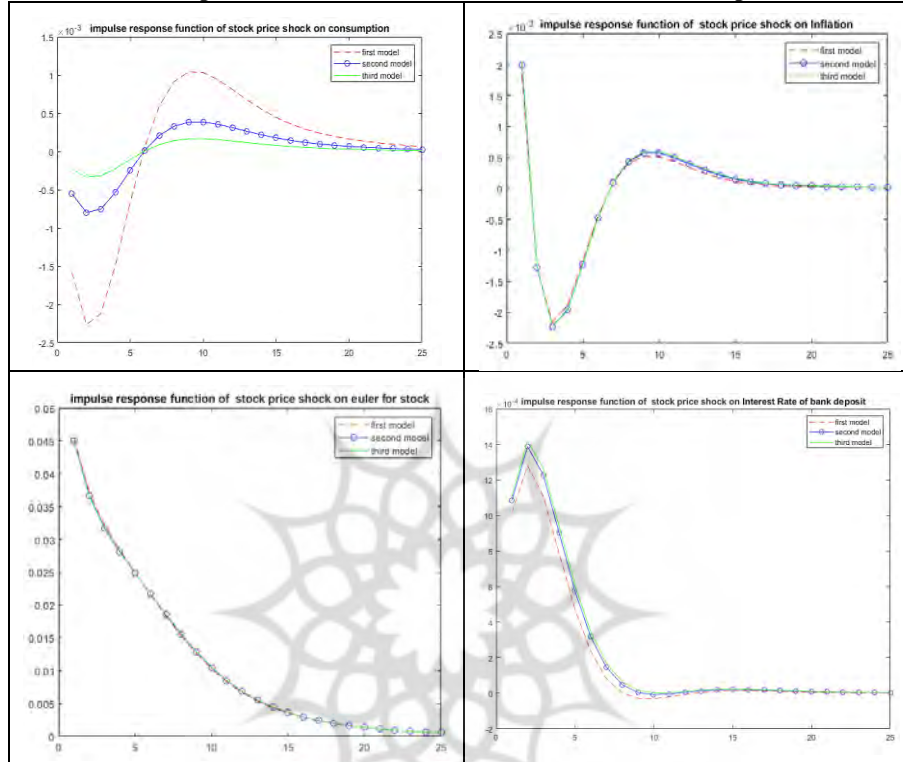
Source: Research calculations

According to Table (8), in the higher value of the risk aversion coefficient, more premium is produced, which can explain the equity premium puzzle.

پروژه نگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 پرتال جامع علوم انسانی

Stock price shock:

Table 7. Response functions of simulated variables to stock price shock



Source: Research calculations

This shock can show the equity premium puzzle in the short-run, medium-run, and long-run by producing a positive premium in the value of the high-risk aversion coefficient.

4. Conclusion

The aim of the present study is to investigate the equity premium puzzle in Iran. Focusing on the relationship between the real and financial sectors, this study specified a DSGE model in accordance with the conditions of Iran's economy; the specified model, assuming that households have sufficient information about the values of risk aversion parameters and consumption habits, was able to solve the Equity premium puzzle in Iran by applying technology shocks, government spending, oil income, stock price index, money supply and the effect of these shocks on asset returns and consumption. The results showed that in the value of the risk aversion parameter higher than the acceptable range, consumption has fewer

fluctuations (the reason is the existence of consumption habits). Therefore, since households do not like sudden changes in consumption, then with changes in labor supply, saving or purchasing assets without risk.

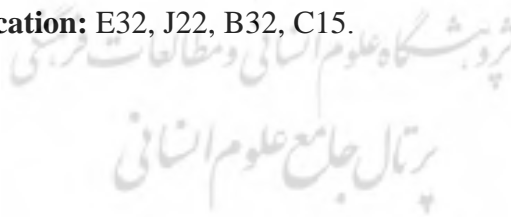
The analysis also reveals that when oil income, stock price, and technology shocks impact the risk aversion parameter beyond an acceptable range, a high equity premium emerges in the short, medium, and long term. This elevated equity premium helps explain the equity premium puzzle. Based on these findings, two policy recommendations are suggested for policymakers:

1. **Focus on Structural Parameters:** Policymakers should consider structural parameters such as consumption habits and risk aversion, as households are aware of these values. Neglecting these factors may adversely affect policy objectives by misaligning with household expectations.
2. **Leverage the Equity Premium as an Investment Incentive:** A high equity premium can encourage investment in riskier assets over risk-free assets under uncertain conditions. While a high premium may help mitigate investor uncertainty and risk aversion, it is essential for policymakers to implement economic programs that minimize fluctuations in macroeconomic indicators and control societal uncertainty.

These considerations underscore the importance of stability in economic policy to support both investment confidence and broader economic goals.

Keywords: Equity premium puzzle, C-CAPM, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, inflation.


JEL Classification: E32, J22, B32, C15.






بررسی معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی^۱


دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

سحر زارع جونقانی 


دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

بهرام سبحانی * 

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

حسن حیدری 

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

مهدی ذوالفقاری 

چکیده

صرف ریسک سهام از تفاوت بازدهی دارایی ریسکی سهام و بازدهی دارایی بدون ریسک حاصل می‌شود. در ادبیات نظری شکست تئوری مالی جهت توضیح صرف ریسک سهام بالا، به معمای صرف سهام شهرت یافته است. این معما نخستین بار توسط مهرا و پرسکات در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف معرفی شد و به بیان این مطلب می‌پردازد که بازدهی سهام به قدری بالا است که نوسان رشد مصرف واقعی قادر به توضیح آن نیست. از این رو بررسی معما از آن جهت اهمیت دارد که زمینه اصلاح مدل‌هایی را فراهم می‌آورد که در مواجهه با داده‌های مالی به شکست منتهی می‌شوند. هدف مطالعه حاضر بررسی معمای صرف سهام در ایران است. این مطالعه با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی، به تصریح یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی منطبق با شرایط اقتصاد ایران پرداخته است، مدل تصریح شده قادر است معمای صرف سهام در ایران را با اعمال تکانه‌های تکنولوژی، مخارج دولت، درآمد نفتی، شاخص قیمت سهام، عرضه پول و اثر این تکانه‌ها بر بازدهی دارایی‌ها و مصرف مورد بررسی قرار دهد. نتایج حاصل شده نشان داد که شوک‌های تکنولوژی، درآمد نفتی و قیمت سهام در مقدار پارامتر ریسک‌گریزی بالا و خارج از محدوده قابل قبول، ضمن هموارسازی مصرف و ایجاد صرف سهام بالا می‌توانند در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهند.

واژه‌های کلیدی: معمای صرف سهام، C-CAPM، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تورم.

طبقه‌بندی JEL: E32, J22, B32, C15.

۱. مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد پولی دانشگاه تربیت مدرس است

* نویسنده مسئول: sahabi_b@modares.ac.ir

۱. مقدمه

الگوی رشد نئو کلاسیک از جمله الگوهای موفق است که در توجیه داده‌های تجربی اقتصاد کلان و تبیین چرخه‌های تجاری تأثیرگذار بوده، اما زمانی که با داده‌های مالی مواجه می‌شود با چالش‌هایی روبرو می‌شود. یکی از بهترین نمونه‌های این چالش، معمای صرف سهام است که توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) ارائه شده است. آنها با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف^۱ نشان دادند که صرف سهام تجربی بزرگتر از صرف تحمل ریسک در مدل‌های نئو کلاسیک استاندارد اقتصاد مالی است، از این رو معمای صرف سهام، زمینه‌ای را برای اصلاح مدل‌های استاندارد نئو کلاسیک فراهم نمود.

تاکنون مطالعات مختلفی با رویکرد اصلاح مدل و ارائه راه‌حل‌هایی جهت حل معمای سهام صورت گرفته است برخی از مطالعات با وارد کردن رکود اقتصادی بعنوان متغیر حالت، به حل معمای صرف سهام پرداختند (همانند مطالعه کمپل و کوکران^۲ (۱۹۹۹))، برخی دیگر با وارد کردن عادات مصرفی، رویکرد اصلاح در ترجیحات را در پیش گرفتند و معمای صرف سهام را مورد ارزیابی قرار دادند (همانند کونستانتینیدس^۳ (۱۹۹۰))، اپستین و زین^۴ (۱۹۹۱) نیز با تفکیک کردن ضریب ریسک گریزی نسبی و نرخ ترجیح زمانی به دنبال حل معمای صرف سهام بودند. در کشور ایران نیز تحقیقاتی توسط محمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) و عرفانی و همکاران (۱۳۹۶) انجام شده است. آنها با انجام تغییراتی در مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف به ارزیابی معمای صرف سهام در ایران پرداختند. از جمله نقاط ضعف این مطالعات می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط بخش حقیقی و مالی و همچنین عدم توجه به نقش نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران اشاره کرد.

در این راستا مطالعه حاضر با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی^۵ متناسب با شرایط اقتصاد ایران سعی در اصلاح این نقاط ضعف نموده است. به بیان دقیق‌تر هدف این مدل بررسی معمای صرف سهام به شکل واقع‌گرایانه‌تر است، چراکه نوسانات بازده دارایی‌ها

-
1. C-CAPM
 2. Campbell & Cochrane
 3. Costantinides
 4. Epstein & Zin
 5. DSGE

و مصرف را در پاسخ به تکانه‌های وارد شده در مدل مورد بررسی قرار دهد. ایده اصلی این مدل از مطالعه کزاب و مارشال^۱ (۲۰۱۵) گرفته شده است.

سازماندهی مقاله بدین قرار است: در بخش دوم بعد از ارائه مبانی نظری معمای صرف سهام، نحوه ارتباط بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد بیان شده است، انتهای این بخش به پیشینه‌های داخلی و خارجی پژوهش اختصاص دارد. در بخش سوم به تصریح یک مدل نئوکینزین در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته شده است. بخش چهارم تحلیل نتایج مدل و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد به سیاست‌گذاران کشور اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری

یکی از موضوع‌های مهم در اقتصاد مالی، مسئله انتخاب بین دوره‌ای افراد در ارتباط با تخصیص منابعشان است. انتخاب آنها تحت تأثیر دو مؤلفه ریسک و بازدهی است. اگر فرد تصمیم‌گیرنده، ریسک‌گریز باشد در انتخاب سبد دارایی خود، نرخ بازدهی بالاتری را برای دارایی ریسکی سهام نسبت به دارایی بدون ریسک مطالبه می‌کند، زیرا مصرف سهامداران ارتباط بیشتری با بازده اضافی داشته و بی‌ثبات‌تر از مصرف‌دارندگان دارایی بدون ریسک است (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۰، منا و تیرلی^۲، ۲۰۱۴)، این بازده اضافی که در بازار سهام مطالبه می‌شود، تحت عنوان صرف ریسک سهام یا پاداش تحمل ریسک^۳ شناخته می‌شود. اولین اقتصاددانانی که پاداش تحمل ریسک را با ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران مرتبط کردند توین^۴ (۱۹۵۸) و پرت^۵ (۱۹۶۴) بودند، بعد از آن مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف

1. Kaszab, L & Marsal, A.

2. Menna, L. and Tirelli, P.

۳. میزان صرف سهام در کشور ایران معادل ۵/۲ درصد می‌باشد، این رقم از اختلاف میانگین بازده‌های حقیقی (تعديل شده توسط تورم) بازار سهام تهران و میانگین نرخ بازدهی حقیقی سپرده‌های بانکی در بازه زمانی فصلی ۱۴۰۰-۱۳۷۲ بدست آمده است. در این مطالعه، با استناد به تحقیقات کشاورز و اصفهانی (۱۳۹۳)، عرفانی و همکاران (۱۳۹۶) و دونادلی و پروسپری (۲۰۱۲)، مهرا (۲۰۰۸)، از نرخ سپرده‌های بانکی (بصورت میانگین نرخ سپرده بانکی یک‌ساله و کوتاه‌مدت)، بعنوان جایگزینی برای نرخ دارایی بدون ریسک استفاده شده است. انتخاب این نرخ بدلیل دسترسی به داده‌های آماری موجود در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

4. Tubin.

5. Pratt.

توسط بریدن (۱۹۷۹) و لوکاس^۱ (۱۹۷۸) مطرح شد. در این مدل تغییرات بازدهی سهام به تغییرات مخارج مصرفی بستگی دارد و صرف ریسک سهام مورد انتظار با توجه به کوواریانس بازدهی سهام و مصرف تغییر می کند (ضریب این متغیر، ریسک گریزی نسبی است). بعد از بریدن و لوکاس، مشهورترین معمای بازار سهام یعنی معمای صرف سهام توسط مهرا و پرسکات^۲ (۱۹۸۵) مطرح شد که در بخش بعد به تشریح آن پرداخته شده است.

۱-۲. معمای صرف سهام در چارچوب تابع ترجیحات استاندارد مهرا و پرسکات

همانطور که ذکر شد، نخستین بار مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) با استفاده از مدل مصرف استاندارد نئوکلاسیک مبتنی بر بهینه‌سازی مصرف بین‌زمانی، معمای صرف سهام را مطرح کردند، آنها با اصلاح مدل لوکاس (۱۹۷۸)، ترجیحات خانوار را در مسیر مصرف تصادفی به صورت زیر ارائه کردند:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \right]. 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

C_t نرخ رشد مصرف سرانه و β درجه بی‌صبری خانوار برای مصرف را نشان می‌دهد. E_0 عملگر انتظارات شرطی با اطلاعات در دسترس در زمان صفر است. تابع مطلوبیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت به صورت زیر می‌باشد:

$$U(C, \alpha) = \frac{c_t^{1-\alpha} - 1}{1-\alpha}. 0 < \alpha < \infty \quad (2)$$

پارامتر α معکوس کشش جایگزینی بین دوره‌ای مصرف یا ضریب ریسک‌گریزی نسبی است. فرض کنید y_t سود سهام واحد تولیدی باشد و یک سهم به قیمت p_t در هر واحد مصرف مبادله می‌شود. اگر مصرف‌کننده تصمیم بگیرد مصرف خود را به دوره بعدی موکول کند، مقدار ضرر در تابع مطلوبیت فعلیش برابر با $P_t \dot{U}(c_t)$ است. بنابراین با تنزیل مطلوبیت مورد انتظار ناشی از افزایش مصرف در دوره بعدی که از خرید یک واحد سهام

1. Lucas, Robert. E.

2. Mehra, R., and Prescott. E. C.

اضافی در دوره جاری حاصل می‌شود، این ضرر را جبران می‌کند. مقدار انتظاری تابع مطلوبیتش در دوره بعدی برابر با $\beta E_t[(p_{t+1} + y_{t+1})\dot{U}(C_{t+1})]$ است. در حالت ایده آل و بر مبنای رابطه قیمت گذاری دارایی، این مقادیر باید با یکدیگر برابر باشند که بصورت:

$$P_t \dot{U}(C_t) = \beta E_t[(P_{t+1} + y_{t+1})\dot{U}(C_{t+1})] \quad (۳)$$

رابطه (۳)، برای دارایی سهام و دارایی بدون ریسک بصورت زیر بیان می‌شود:

$$1 = \beta E_t \left[\frac{\dot{U}(C_{t+1})}{\dot{U}(C_t)} R_{e,t+1} \right], \quad 1 = \beta E_t [M_{t+1} R_{e,t+1}], \quad M_{t+1} = \frac{\dot{U}(C_{t+1})}{\dot{U}(C_t)} \quad (۴)$$

$$1 = \beta E_t \left[\frac{\dot{U}(C_{t+1})}{\dot{U}(C_t)} R_{f,t+1} \right] \quad (۵)$$

در روابط فوق، $R_{e,t+1}$ نرخ بازده سهام و بصورت $\frac{(P_{t+1} + y_{t+1})}{P_t}$ است، همچنین $R_{f,t+1}$ نرخ خالص دارایی بدون ریسک برابر $\frac{1}{q_t}$ می‌باشد (q_t قیمت دارایی بدون ریسک است). با استفاده از روابط جبری، می‌توان نشان داد که بازده خالص مورد انتظار دارایی سهام برابر است با:

$$E_t[R_{e,t+1}] = R_{f,t+1} + COV \left\{ \frac{-\dot{U}(C_{t+1})}{E_t[\dot{U}(C_{t+1})]}, R_{e,t+1} \right\} \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، بازده مورد انتظار سهام برابر بازده دارایی بدون ریسک بعلاوه پاداش تحمل ریسک است و ریسک به کوواریانس بازده دارایی و مطلوبیت نهایی مصرف بستگی دارد. مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای پاسخ به این سوال که "آیا کوواریانس بازده دارایی و مطلوبیت نهایی مصرف به اندازه کافی بالا است تا بتواند صرف سهام ایجاد شده را توضیح دهد؟" فروض استاندارد زیر را برای محاسبه صرف سهام در نظر گرفتند:

- نرخ رشد مصرف برابر $X_{t+1} = \frac{ct+1}{ct}$ و نرخ رشد سود تقسیم شده برابر $Z_{t+1} = \frac{yt+1}{yt}$ می‌باشند، بطوری که دارای توزیع مشابه و مستقل هستند.

- (X_t, Z_t) دارای توزیع توأم با وقفه نرمال است بنابراین می‌توان گفت $(X_t, R_{e,t})$ نیز دارای توزیع با وقفه نرمال می‌باشند.

با در نظر گرفتن فرض‌های فوق و با توجه به رابطه (۳)، در نهایت رابطه (۷) بصورت زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{aligned} \ln E(R_{e,t+1}) - \ln R_{f,t+1} &= \alpha \sigma_{x,z} \rightarrow \ln (E R_{e,t+1}) - \ln R_{f,t+1} \\ &= \alpha \sigma_{x,Re} \begin{cases} \ln R_f = -\ln \beta + \alpha \mu_x - 1/2 \alpha^2 \sigma_x^2 \\ \sigma_{x,Re} = \text{cov}(\ln x, \ln R_e) \end{cases} \\ \ln E(R_{e,t+1}) - \ln R_{f,t+1} &= \alpha \text{cov}(\ln x, \ln R_e) \end{aligned} \quad (7)$$

در رابطه فوق، $E_t(R_{e,t+1}) - R_{f,t+1}$ صرف سهام است که از حاصل ضرب ریسک‌گریزی در کواریانس نرخ رشد مصرف و بازده دارایی به دست می‌آید. مهرا و پرسکات نشان دادند که اگر بازده‌های دارایی ریسکی و بدون ریسک را با توجه به داده‌های تاریخی، در مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف جایگذاری کنیم، ضریب ریسک‌گریزی محاسبه شده بیشتر از مقدار نرمال آن است، آنها بیان کردند که جهت تطابق بازده بالای مشاهده شده با رفتار مصرفی، خانوار باید بسیار ریسک‌گریز باشد، اما ریسک‌گریزی بسیار بالا و خارج از محدوده ۲ تا ۱۰ غیر معقول است، این موضوع همان معمای صرف سهام است (ارس، ۲۰۲۰).

در زمینه معمای صرف سهام مطالعات متعددی انجام شده است. برخی از این تحقیقات عوامل ریسکی و برخی دیگر عوامل غیرریسکی را برای توضیح صرف سهام و معمای صرف سهام معرفی کرده‌اند. مطالعاتی که به عوامل ریسکی تمرکز داشتند، نه دسته راه‌حل را برای معمای صرف سهام ارائه داده‌اند:

دسته اول: با اصلاح در ترجیحات، راه‌حل‌هایی جهت حل معمای صرف سهام پیشنهاد دادند. این تئوری به تلاش برای اصلاح ترجیحات عاملی که بشدت از نتایج نوسان در مصرف اجتناب می‌کند، می‌پردازد. این حالت مشابه شکل‌گیری عادات است. مطالعاتی که در این زمینه انجام شده‌اند عبارت‌اند از: آبل^۲ (۱۹۹۰)، بنارتزی و تالر^۳ (۱۹۹۵)، کمپل و کوکران^۴ (۱۹۹۹)، کوستانتینیدس^۵ (۱۹۹۰) و اپستین و زین^۶ (۱۹۹۱).

-
1. Aras, A.
 2. Abel
 3. Benartzi & Thaler
 4. Campbell & Cochrane
 5. Costantinides
 6. Epstein & Zin

مفهوم اقتصادهای تولید محور یکی از راه‌حل‌هایی است که در چارچوب دسته اول مطرح می‌شود. در ادبیات قیمت‌گذاری دارای مبتنی بر تولید، حقایق تجربی بازار مالی و سیکل‌های تجاری مطرح می‌شود. جهت مشخص نمودن این موارد از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده می‌شود. تحقیقاتی که در این زمینه صورت گرفته است همچون جرمن^۱ (۱۹۹۸)، بلدرین و همکاران^۲ (۲۰۰۱)، گیونن^۳ (۲۰۰۵) است.

دسته دوم: برخی پژوهش‌ها سوگیری (اریبی) بقا را بعنوان راه‌حل ارائه نمودند. مطالعات براون و همکاران^۴ (۱۹۹۵) از این دسته است.

دسته سوم: مطالعات دیگر نواقص و کاستی‌های بازار را برجسته کرده‌اند، که در تحقیقات آیاگاری و گرتلر^۵ (۱۹۹۱)، آلوارز و ژرمن^۶ (۲۰۰۰)، بانسال و کلنن^۷ (۱۹۹۶)، کوستانتینیدس و همکاران^۸ (۲۰۰۲)، هیتون و لوکاس^۹ (۱۹۹۶) و مک‌گراتان و پرسکات^{۱۰} (۲۰۰۱) قابل مشاهده است.

دسته چهارم: این دسته شامل مطالعاتی مانند ریتز^{۱۱} (۱۹۸۸) و بارو^{۱۲} (۲۰۰۶) است که توزیع‌های احتمالی اصلاح شده را برای پذیرش رویدادهای نادر اما فاجعه‌بار^{۱۳} به‌عنوان راه‌حل ارائه کرده‌اند. سرمایه‌گذاران به‌طور منطقی و با احتمال اندکی نگران یک فاجعه اقتصادی هستند که اگرچه اتفاق نیفتاده است، اما ممکن است رخ دهد. از آنجایی که یکی از وضعیت‌های فاجعه‌بار، مطلوبیت نهایی مصرف بالا است، بنابراین انتظار می‌رود قیمت‌گذاری بدون ریسک افزایش و قیمت‌گذاری ریسکی کاهش یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

پرتال جامع علوم انسانی

1. Jermann
2. Boldrin et al.
3. Guvenen
4. Brown et al.
5. Aiyagari & Gertler
6. Alvarez & Jermann
7. Bansal & Coleman
8. Costantinides et al.
9. Heaton & Lucas
10. McGrattan & Prescott
11. Rietz
12. Barro
13. disastrous events

دسته پنجم: این دسته شامل مطالعاتی است که وجود شوک‌های درآمندی غیرقابل بیمه یا بازارهای ناقص را به عنوان راه‌حل ارائه می‌دهد، کوستانتینیدس و دافی^۱ (۱۹۹۶)، هیتون و لوکاس^۲ (۱۹۹۷) و منکیو^۳ (۱۹۸۶) بررسی‌هایی در این زمینه انجام دادند. دسته ششم: شامل مطالعاتی است که مشارکت محدود مصرف‌کنندگان در بازار سهام را به عنوان راه‌حل ارائه می‌دهد مانند: آتاناسیو و همکاران^۴ (۲۰۰۲)، براو و همکاران^۵ (۲۰۰۲)، بساک و کوکو^۶ (۱۹۹۸)، هیتون و لوکاس (۲۰۰۰) که با در نظر گرفتن مدل نسل‌های همپوشان به این نتیجه رسیدند که افزایش مشارکت در دو دهه گذشته بعید است که منجر به کاهش صرف سهام انتظاری شود، اما افزایش تنوع پرتفولیو باعث کاهش چند درصدی صرف سهام انتظاری می‌شود.

دسته هفتم: مسئله تجمع زمانی را به عنوان راه‌حل ارائه می‌دهد که در مطالعه گامبیکس و لایسون^۷ (۲۰۰۱) و هیاتون^۸ (۱۹۹۵) و لینچ^۹ (۱۹۹۶) به این موضوع پرداخته شده است. دسته هشتم: صرف نقدینگی است که توسط بانسال و کلمن^{۱۰} (۱۹۹۶) بررسی شده است. دسته نهم: تغییرات در مالیات و مقررات است که در مطالعه مک گراتان و پرسکات^{۱۱} (۲۰۰۵) به آن پرداخته شده است (مهر، ۲۰۰۳، مهر و پرسکات، ۱۹۸۵ و عرفانی و همکاران، ۱۳۹۶).

مطالعه حاضر با در نظر گرفتن رویکرد اصلاح در ترجیحات (دسته اول) و با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی به ارائه مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است.

۲-۲. ارتباط بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد

۲-۲-۱. اثر نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت سهام

1. Costantinides & Duffie
2. Heaton & Lucas
3. Mankiw
4. Attanasio et al.
5. Brav et al.
6. Basak and Cuoco.
7. Gabaix & Laibson
8. Heaton
9. Lynch
10. Bansal and coleman
11. McGrattan and Prescott

- سیاست پولی

سیاست پولی از طریق کانال‌های قیمت دارایی (اثر Q توبین و ثروت)، نرخ بهره (اثر بر سمت تقاضا و عرضه) و اعتباری بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.

کانال قیمت دارایی: اعمال سیاست پولی انبساطی، از طریق افزایش نقدینگی، باعث افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی مثل سهام می‌شود و قیمت آن را افزایش می‌دهد که در نهایت موجب افزایش Q توبین و سرمایه‌گذاری می‌شود. این سیاست همچنین با افزایش حجم پول، قیمت انتظاری سهام را افزایش می‌دهد و از کانال اثر ثروت موجب افزایش مصرف و تولید کل می‌شود (میشکین^۱، ۱۹۹۶)

کانال نرخ بهره: اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش عرضه پول و کاهش نرخ بهره، باعث افزایش تقاضا برای دارایی سهام و در نتیجه افزایش قیمت آن می‌شود این دیدگاه مطابق نظریه پولیون است که با افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی، قیمت آنها بطور مستقیم افزایش پیدا می‌کند.

کانال اعتباری: افزایش نرخ بهره ناشی از اعمال سیاست پولی انقباضی، باعث کاهش تقاضا برای تسهیلات دریافتی بنگاه‌ها از بانک برای سرمایه‌گذاری می‌شود. پس سیاست پولی انقباضی اثر منفی بر شاخص کل قیمت سهام خواهد داشت (ابراهیمی، ۱۳۹۸، کشاورز حداد، ۱۳۸۴، مارتین^۲، ۲۰۱۵).

- تورم

تورم موجب کاهش قدرت خرید مردم و افزایش هزینه‌های زندگی آنها می‌شود، بطوری‌که فرصت سرمایه‌گذاری و پس‌انداز از آنها گرفته شده و درآمد صرف هزینه‌های جاری می‌گردد، با کاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری در سهام شاخص قیمت سهام کاهش می‌یابد (زین‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۸). با پذیرفتن ایده وجود همبستگی بین تورم و قیمت‌های حقیقی سهام، زمانی که ریسک‌گریزی افراد در نظر گرفته می‌شود، می‌توان اثر تورم بر صرف سهام را توضیح داد. از آنجایی که عامل ریسک‌گریزی از افزایش تورم گریزان است،

در نتیجه برای انجام سرمایه‌گذاری در شرایط تورمی درخواست صرف ریسک بیشتری می‌کند (دونبار و آموکو، ۲۰۲۱)

– تکانه‌های قیمت نفت

تکانه‌های نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه آن متکی به قیمت نفت باشد تأثیرگذار است (فیلیس^۲، ۲۰۱۱). جرلند^۳ (۲۰۰۸) بیان می‌کند از آنجا که ارزش سهام برابر با مجموع تنزیل یافته جریان‌های نقدی آینده است، این جریان‌ها تحت تأثیر رخدادهای اقتصاد کلان همچون تکانه‌های نفتی قرار می‌گیرد، بنابراین منطقی به نظر می‌رسد که اثر تکانه‌های نفتی در قیمت‌های سهام منعکس گردد (جونز و لیبی^۴، ۲۰۰۴). نوسان قیمت نفت موجب افزایش ریسک و ناطمینانی می‌شود، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد. برای اینکه فرد ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سهام را بپذیرد باید صرف سهام بالایی دریافت کند (زین الدینی و همکاران، ۱۳۹۸).

۲-۲-۲. اثر نوسانات قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی

یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصاد، چگونگی تأثیر نوسانات بازار سرمایه بر مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری است. این نوسانات از کانال اثر ثروت، مخارج مصرفی بخش خصوصی و از کانال اثر سرمایه‌گذاری، سطح مخارج سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

– کانال اثر ثروت با نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی قابل توضیح است. مطابق این نظریه، افزایش قیمت دارایی سهام که بعنوان یکی از اجزای ثروت مالی است، می‌تواند مصرف افراد را افزایش دهد (ریزوی^۵، ۲۰۱۳).

– کانال اثر سرمایه‌گذاری، از طریق Q توبین یا روش ارزش‌گذاری بازار قابل توضیح است. افزایش قیمت سهام، بنگاه‌ها را تشویق به افزایش سرمایه‌گذاری و استفاده از تجهیزات جدید می‌کند که در نتیجه موجودی سرمایه کل آنها افزایش می‌یابد (فورستر^۶، ۲۰۰۵).

-
1. Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J.
 2. Filis & et al.
 3. Bjorland
 4. Jones, D.W., Leiby, P.N., Paik, I.K.,
 5. Rizvi et al.
 6. Forster, K.

۲-۳. پیشینه پژوهش

۲-۳-۱. پیشینه‌های خارجی

کزاب و مارشال^۱ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با وارد کردن هزینه‌های بنگاه در مدل نئوکینزین با ترجیحات ایپستین-زین^۲ در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نشان دادند که صرف‌های بالای سهام و اوراق قرضه بدون تخمین توسط گشتاورهای اول و دوم با متغیرهای اقتصاد کلان به دست می‌آیند.

نویل و پیچ^۳ (۲۰۱۷) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که حباب‌های قیمت دارایی‌ها در شرایط رونق بازار نسبت به شرایط رکودی بیشتر است. همچنین کارگزاران اقتصادی در حالت رونق نسبت به رکود توانایی کمتری برای پیش‌بینی بازار دارند. یافته‌های پژوهش آنها از نظریه متغیر بودن ریسک‌گریزی طی زمان و ارتباط آن با شرایط اقتصادی حمایت می‌کند.

چن و همکاران^۴ (۲۰۱۸) در پژوهش خود یک مدل ادوار تجاری حقیقی ارائه نمودند و به بررسی نوسانات قیمت دارایی‌ها و متغیرهای کلان تحت ریسک‌گریزی بالا پرداخته‌اند. مطابق نتایج، سرمایه‌گذاری و تولید نوسانات زیاد و مصرف و نرخ بازدهی بدون ریسک نوسانات کمی را تحت ریسک‌گریزی بالا در مدل ادوار تجاری حقیقی داشته‌اند.

فاسینی و همکاران^۵ (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران را بعنوان شاخصی جهت پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی آمریکا یاد کردند. مقدار پارامتر ریسک‌گریزی در پژوهش آنها در محدوده ۲ تا ۱۰ گزارش شده است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش ریسک‌گریزی نسبی منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی آتی می‌شود. راپاچ و تان^۶ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای "تحت عنوان قیمت‌گذاری دارایی با ترجیحات بازگشتی و نوسانات تصادفی: یک آنالیز بیزی تعادل عمومی پویای تصادفی" از روش حداکثر درستیابی در تخمین بیزی استفاده می‌نمایند. نتایج این تحقیق نشان داد که مدل

1. Kaszab, L & Marsal, A.
2. Epstein & Zin
3. Newell and page
4. Chen et al.
5. Faccini et al.
6. Rapach, D. & Tan, F.

تعادل عمومی پویای تصادفی تحت ترجیحات بازگشتی و ریسک‌گریزی بالا به درستی می‌تواند رفتار بازده دارایی و معمای بازار سهام را تبیین نماید.

دونبار و آموکو^۱ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای معتقدند که ریسک‌گریزی افراد نقش کلیدی در توضیح رفتار آنها در دوره‌های مختلف اقتصادی به ویژه در دوران رکود دارد. همچنین نرخ تورم عامل مهمی است که می‌تواند بر صرف سهام تأثیر بگذارد. از آنجایی که قدرت خرید عوامل در اقتصاد با افزایش تورم کاهش می‌یابد، ریسک‌گریزی آنها افزایش می‌یابد، در این صورت عوامل برای حفظ ارزش پول خود در دارایی‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که نه تنها قدرت خریدشان را حفظ کند بلکه باعث افزایش آن نیز شود. بنابراین سرمایه‌گذاران برای ارتقای سهامداری و پذیرش ریسک تورم باید صرف سهام بیشتری دریافت کنند.

زارع جونقانی و همکاران^۲ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا معمای صرف سهام در ایران وجود دارد؟" به بررسی معمای صرف سهام در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) ضریب ریسک‌گریزی نسبی، مقداری منفی برآورد می‌شود که این ضریب می‌تواند از وجود معمای صرف سهام در ایران خبر بدهد همچنین در چارچوب مدل کمپل و کوکران (۱۹۹۹)، ضریب ریسک‌گریزی نسبی بالاتر از مقدار ۱۰ نیز می‌تواند وجود معما در ایران را تأیید کند. در ادامه آنها با وارد کردن عادات مصرفی برونزا، توانستند مقدار منطقی از ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بدست بیاورند و معمای صرف سهام در ایران را حل کنند.

۲-۳-۲. پیشنهادها داخلی

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف و مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف مسکن پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن^۳ در توضیح بازده بازار سهام تهران کاراتر عمل می‌کند. در هر دو مدل ضریب ریسک‌گریزی مثبت و خارج از بازه قانونی بود پس وجود معما در ایران را تأیید کردند.

1. Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J.

2. Zare Joneghani, S; Sahabi, B; Heydari, H & Zolfaghari, M.

3. H-CCAPM

فخر حسینی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای با عنوان مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه‌حلی برای معمای صرف سهام را بررسی کرد. نتایج مطالعه نشان داد که پاسخ متغیر مصرف و دارایی بدون ریسک در مواجهه با شوک تکنولوژی زمانی که ضریب ریسک‌گریزی نسبی مقادیر مختلفی را به خود می‌گیرد، افزایش خواهند یافت. عبارتی می‌توان گفت زمانی که مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی افزایش می‌یابد، متغیر مصرف واکنش کمتری از خود در پاسخ به شوک تکنولوژی نشان خواهند داد.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) وجود معما را در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف برای بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۸ در ایران ثابت کردند. ضریب ریسک‌گریزی حاصل شده مقداری منفی بدست آمد. آنها با وارد کردن پس‌انداز، مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف را تعدیل کردند و ضریب ریسک‌گریزی مثبت و در بازه مجاز قرار گرفت.

عرفانی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی معمای صرف سهام ایران در چارچوب مدل گارچ دو متغیر و متغیر مجازی آشیانه‌ای فازی پرداختند. آنها مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی را با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف، $2/89$ - به دست آوردند و با استفاده از روش فازی، مدل ترکیبی از گارچ دو متغیره و متغیرهای مجازی فازی آشیانه‌ای با مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف^۱ را برای حل معمای صرف سهام ارائه کردند. در مدل آنها با اشاره به اینکه ریسک‌گریزی نسبی در دوره رکود بازار سرمایه و اقتصاد، افزایش و در دوره رونق بازار سرمایه و اقتصاد، کاهش می‌یابد، نوسانات مصرف در اقتصاد و نوسانات بازدهی در بازار سهام را مورد بررسی قرار دادند.

۳. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

۳-۱. مسئله خانوار و بنگاه‌ها

با فرض اینکه اقتصاد از تعداد زیادی از خانوارهای همگن تشکیل شده است، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی حداکثر می‌کند به شکل زیر است:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\gamma}{1-\sigma_m} (M_t)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi}{1+\sigma_l} (l_t)^{1+\sigma_l} \right] \quad (8)$$

مطابق رابطه (۸)، خانوار از مصرف کالاها، C_t فراغت $1 - L_t$ و نگهداری پول M_t (با داشتن پول بیشتر، زمان کمتری برای خرید صرف خواهد شد) مطلوبیت کسب می کند. در این رابطه χ ضریب نیروی کار عرضه شده، h درجه وابستگی به عادات مصرفی، σ_c معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، σ_m معکوس کشش تقاضای حقیقی پول و σ_l معکوس کشش عرضه کار است.

فرض کنید مخارج خانوار نماینده بصورت مخارج مصرفی، مالیات مستقیم و مخارج سرمایه گذاری باشد، به این صورت که خانوار می تواند منابع مازاد خود را در سهام A_t و سپرده های بانکی BD_t سرمایه گذاری کند، همچنین بخشی از درآمد خود را به شکل پول نقد نگه می دارد بنابراین قید بودجه بین دوره ای و حقیقی خانوار بصورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} s.t: c_t + m_t + bd_t + i_t^p + \psi(u_t)k_{t-1} + \frac{1}{P_t} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{P_{j,t}^S A_t(j)}{s_t} \\ = (1 + i_{t-1}^{bd}) \frac{bd_{t-1}}{1 + \pi_t} + \frac{m_{t-1}}{1 + \pi_t} + r_t u_t k_{t-1} \\ + \frac{1}{P_t} \Omega_{t-1}^j + \frac{W_t}{P_t} L_t - \frac{Ta_t}{P_t} \end{aligned} \quad (9)$$

در رابطه فوق $\psi(U_t)K_{t-1}$ هزینه تعدیل سرمایه است، در وضعیت باثبات فرض می شود این هزینه وجود ندارد. قید موجودی سرمایه نیز بصورت زیر نوشته می شود:

$$s.t: k_t = (1 - \delta) k_{t-1} + \left[1 - \varphi_k \left(\frac{i_t^p}{i_{t-1}^p} \right) \right] I_t^p \quad (10)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک سرمایه و $\varphi_k \left(\frac{i_t^p}{i_{t-1}^p} \right)$ هزینه تعدیل سرمایه است که تغییر در موجودی سرمایه ناشی از تغییر مخارج سرمایه گذاری را نشان می دهد. با توجه به قید خانوار، منابع درآمدی خانوار شامل دستمزد W_t ، نرخ اجاره سرمایه r_t است. همچنین به سپرده گذاری در بانک، نرخ بازدهی حقیقی i_t^{bd} و به سهامی که از دوره قبل به دوره جاری منتقل می شود، سودی معادل Ω_{t-1}^j تعلق می گیرد ($P_{j,t}^S$ ارزش اسمی جاری بازاری سهام و $DV_{j,t}$ سود پرداختی به هر سهم بنگاه واسطه ای است).

$$\Omega_{t-1}^j = \sum_{i=1}^{\infty} (p_{j,t}^s + DV_{j,t}) A_{t-1}(j) \quad (11)$$

معادلات نهایی حاصل از بهینه‌یابی مسئله حداکثر کردن مطلوبیت خانوار، معادلات عرضه نیروی کار (شرط درون زمانی مصرف-کار)، اولر مصرف، قیمت گذاری سهام، Q توین و تقاضای تراز حقیقی پول بوده که به ترتیب بصورت می‌باشند:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\chi l_t^{\sigma_l}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}} \quad (12)$$

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1} - hC_t}{C_t - hC_{t-1}} \right)^{-\sigma_c} \frac{1 + i_t^{bd}}{1 + \pi_{t+1}} \right\} \quad (13)$$

رابطه (۱۳) معادله اولر مصرف است که تخصیص بهینه مصرف بین دوره‌ای خانوار را نشان می‌دهد بطوری که خانوار با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود، این تخصیص را انجام می‌دهد. اگر $\gamma_{j,t}^{sc} = \frac{p_{j,t}^s}{P_t}$ بیانگر نسبت شاخص قیمت سهام Z ام به شاخص قیمت مصرف کننده باشد می‌توان نوشت:

$$\gamma_{j,t}^{sc} = s_t \beta E_t \left\{ \frac{1 + \pi_{t+1}}{(1 + i_t^{bd})} (\gamma_{j,t+1}^{sc} + dv_{j,t+1}) \right\} \quad (14)$$

در رابطه فوق قیمت هر سهم بنگاه Z ام با ارزش حال کلیه عایدات آتی آن سهم (شامل سود تقسیمی و ارزش اسمی جاری بازاری سهام) برابر است. در این مدل فرض می‌شود تقاضا برای سهام A در دوره t ، تحت تأثیر یک شوک تصادفی s_t است. این شوک ناشی از حباب سفته‌بازی و از فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند:

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^s \approx iid N(0, \sigma_s^2) \quad (15)$$

معادلات (۱۶) و (۱۷) به ترتیب Q توین و تقاضای تراز حقیقی پول می‌باشند:

$$q_t = \frac{E_t (1 + \pi_{t+1})}{1 + i_t^{bd}} [r_{t+1} u_{t+1} - \psi(u_{t+1}) + q_{t+1}(1 - \delta)] \quad (16)$$

$$\frac{U_m}{U_c} = \frac{\gamma m_t^{-\sigma_m}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}} = \frac{i_t^{bd}}{1 + i_t^{bd}} \quad (17)$$

در این مقاله، فرض می‌شود که دو نوع بنگاه در اقتصاد وجود دارد. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند. این بنگاه کالاهای واسطه‌ای $Y_{j,t}$ را به منظور تولید کالای نهایی Y_t خریداری می‌کند. تابع تولید این بنگاه بصورت زیر است:

$$\text{s.t: } Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (18)$$

در رابطه فوق θ درجه قدرت بازاری در بازار نهاده و کشش جانشینی بین کالاها را نیز نشان می‌دهد. بنگاه نهایی به دنبال حداکثرسازی سود خود با توجه به قید بودجه می‌باشد:

$$\begin{aligned} \text{Max } P_t Y_t - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj &\rightarrow \text{Max} \\ &: P_t \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - P_{j,t} \int_0^1 Y_{j,t} dj \end{aligned} \quad (19)$$

شرط مرتبه اول ناشی از حداکثرسازی سود بنگاه نهایی، بصورت زیر است ($P_{j,t}$ قیمت نهاده زام است)،

$$\frac{\partial}{\partial Y_{j,t}} = 0 \rightarrow Y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\theta} Y_t \quad (20)$$

رابطه (۲۰) تابع تقاضا برای کالای واسطه است. با جایگذاری شرط مرتبه اول در تابع تولید بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، شاخص کل قیمت P_t یا شرط سود صفر تولیدکننده نهایی بصورت زیر حاصل می‌گردد:

$$P_t^\theta = \left[\int_0^1 [P_{j,t}^\theta]^{-\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{-\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (21)$$

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای نیز در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. این بنگاه‌ها، با ترکیب نهاده‌های نیروی کار و سرمایه، کالای واسطه‌ای $Y_{j,t}$ تولید می‌کند. تابع تولید این بنگاه بصورت زیر است:

$$\text{s.t: } Y_{j,t} = Z_t (U_t K_{j,t-1})^\alpha (L_{j,t})^{1-\alpha} \quad (22)$$

در رابطه (۲۲)، α کشش تولید نسبت به سرمایه و $1 - \alpha$ کشش تولید نسبت به نیروی کار است. $L_{j,t}$ نشانگر نهاده نیروی کار، U_t نرخ استفاده از موجودی سرمایه و $K_{j,t-1}$ موجودی سرمایه‌ای است که بنگاه زام در تولید استفاده می‌کند. در اینجا Z_t شوک تکنولوژی می‌باشد که از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول بصورت زیر تبعیت می‌کند:

$$Z_t = \rho_z Z_{t-1} + \varepsilon_t^z, \quad \varepsilon_t^z \approx iid N(0, \sigma_z^2) \quad (23)$$

در این مقاله برای تعدیل قیمت از روش کالوو (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. به این صورت که هر بنگاه واسطه‌ای با احتمال w درصد قادر به تعدیل قیمت خود نیست و قیمت را با توجه

به قیمت دوره گذشته در نظر می‌گیرد، و با یک احتمال $(\omega - 1)$ درصد می‌تواند قیمت بهینه خود را با به حداکثر رساندن جریان مورد انتظار سود سهام آینده خود تعیین کند این فرآیند بصورت زیر است: (ω) درجه چسبندگی قیمت و ω^i احتمال عدم تغییر قیمت در زمان $t+i$ است. بنگاه باید در هر دوره ω^i در تابع سود خود لحاظ کند)

$$\begin{aligned} & \text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega)^i \Omega_{i,t+i} \left[\frac{P_{j,t+i}}{P_{t+i}} Y_{j,t+i} - TC_{j,t+i} \right] \\ & \xrightarrow{TC_{j,t+i} = Mc_{j,t+i} Y_{j,t+i}} \text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i,t+i} \left[\frac{P_{j,t+i}}{P_{t+i}} Y_{j,t+i} - Mc_{j,t+i} Y_{j,t+i} \right] \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} & \xrightarrow{\substack{\varphi_{j,t+i} = Mc_{j,t+i} \\ P_{j,t+i} = P_{j,t+i-1} = \dots = P_{j,t}}} \text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i,t+i} \left[\frac{P_{j,t}}{P_{t+i}} Y_{j,t+i} - \varphi_{j,t+i} Y_{j,t+i} \right] \\ \text{s.t: } & Y_{j,t+i} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_{t+i}} \right]^{-\theta} Y_{t+i} \end{aligned} \quad (25)$$

$$\text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i,t+i} \left[\left(\frac{P_{j,t}}{P_{t+i}} \right)^{1-\theta} Y_{t+i} - \varphi_{j,t+i} \left(\frac{P_{j,t}}{P_{t+i}} \right)^{-\theta} Y_{t+i} \right] \quad (26)$$

در رابطه فوق، $Y_{j,t+i}$ هر واحد تولیدات بنگاه واسطه‌ای، $P_{j,t+i}$ قیمت هر واحد تولیدات آن بنگاه و P_{t+i} قیمت کل است. φ_{t+k} هزینه نهایی بنگاه می‌باشد. با فرض اینکه بنگاه در زمان t سطح بهینه قیمت P_{jt}^* را تعیین می‌کند و آن را برای دوره بعدی تغییر نمی‌دهد، شرط مرتبه اول بصورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial P_{j,t}} &= E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i,t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\theta} (1-\theta) P_{j,t}^{-\theta} Y_{t+i} \\ &+ E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i,t+i} \theta \varphi_{j,t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{-\theta} (P_{j,t})^{-\theta-1} Y_{t+i} \\ &= 0 \xrightarrow{\substack{P_{jt} = P_{jt}^* \\ \times P_t^{-\theta} = \frac{P_{jt}^{1-\theta}}{P_t} \\ \div (P_{jt}^*)^{-\theta-1}}} \frac{P_{jt}^*}{P_t} \\ &= \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \omega)^i \varphi_{j,t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta} Y_{t+i}^{1-\sigma_c}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \omega)^i \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta-1} Y_{t+i}^{1-\sigma_c}} \end{aligned} \quad (27)$$

رابطه (۲۷) منحنی فیلیپس کینزی جدید یا شرط بهینه‌یابی بنگاه انحصاری است. این شرط در دو حالت مورد بررسی قرار می‌گیرد. حالت اول بدون چسبندگی قیمت و حالت دوم

قیمت‌ها را چسبنده در نظر می‌گیرد ($\omega \neq 0$) و شاخص قیمت بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه را بصورت زیر بیان می‌کند:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt} d_j \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (28)$$

با در نظر گرفتن چسبندگی قیمت کالو می‌توان رابطه فوق را بصورت زیر نوشت:

$$P_t = \left[(1-\omega)(P_{jt}^*)^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (29)$$

که در آن شاخص قیمت P_t از متوسط قیمت‌های تعیین شده از نسبت $1-\omega$ بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان t تعیین می‌کنند (P_{jt}^*) و نسبت ω از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم نمودند، حاصل می‌شود. با فرض اینکه بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند، براساس تورم دوره گذشته خود قیمت را تعدیل می‌کند منحنی فیلیپس نئوکینزی بصورت زیر خواهد بود:

$$\pi_t = \varkappa(\hat{x}_t) + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} \quad (30)$$

۳-۲. مسئله سیاست‌گذار مالی و پولی

در مطالعه حاضر فرض می‌شود، کل هزینه‌های دولت G_t ، از طریق درآمدهای مالیاتی از خانوارها TA_t ، درآمد حاصل از فروش نفت O_t و انتشار اسکناس توسط بانک مرکزی تأمین می‌شود. با در نظر گرفتن فرض جانشینی کامل مصرف خصوصی و دولتی و همچنین جانشینی کامل سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی، قید بودجه حقیقی دولت، بصورت زیر خواهد بود:

$$g_t = o_t + ta_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (31)$$

M_t پایه پولی و $M_t - M_{t-1}$ مقدار پولی است که بانک مرکزی برای تأمین مالی دولت منتشر می‌کند. فرض می‌شود o_t و g_t از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول بصورت زیر پیروی می‌کنند:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g, \quad \varepsilon_t^g \approx iid N(0, \sigma_g^2) \quad (32)$$

$$o_t = \rho_o o_{t-1} + \varepsilon_t^o, \quad \varepsilon_t^o \approx iid N(0, \sigma_o^2) \quad (33)$$

با توجه به اینکه در کشور ایران قوانین بانکداری بدون ربا باعث شده است تا ابزارهای رایج سیاست پولی مانند نرخ بهره یا عملیات بازار باز مورد استفاده گسترده قرار نگیرد، از ابزار پولی بعنوان جایگزین استفاده می‌شود. در این مطالعه با استفاده از روش کولی و هانسن

(۱۹۸۹) فرض می‌شود که مقام پولی عرضه حقیقی پول $(\frac{M_t}{P_t})$ در هر دوره را با نرخ μ_t مدیریت می‌کند تا انحراف تولید از تولید بالقوه $(y_t - y_t^*)$ و انحراف تورم از تورم هدف $(\pi_t - \pi_t^*)$ را به حداقل برساند مطابق رابطه (۳۵)،

$$\frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} * \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{\dot{m}_t}{\dot{m}_{t-1}} \dot{\pi}_t, \mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (34)$$

$\dot{m}_t = \frac{M_t}{P_t}$ عرضه حقیقی پولی در دوره t و m_t نرخ رشد عرضه حقیقی پول در آن دوره است، $\dot{\pi}_t$ نرخ تورم دوره t و π_t نرخ رشد تورم در آن دوره می‌باشد.

$$\begin{aligned} \mu_t &= \rho_\mu \mu_{t-1} + [\sigma_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \sigma_y (y_t - y_t^*)] + \xi_t^m \\ \xi_t^m &= \rho_m \xi_{t-1}^m + \varepsilon_t^m, \varepsilon_t^m \approx iid N(0, \sigma_m^2) \end{aligned} \quad (35)$$

۳-۳. تعادل

اگر قید بودجه دولت و خانوار با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالا و خدمات به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t + o_t = c_t + i_t^p + g_t + \psi(u_t)k_t \quad (36)$$

در تعادل، تولید کل (غیر نفتی و نفتی) برابر تقاضای کل (مجموع g_t مخارج دولت، c_t مخارج مصرفی خصوصی و i_t^p مخارج سرمایه‌ای و هزینه تعدیل سرمایه) است.

۴. حل و تحلیل نتایج مدل

۴-۱. داده‌های آماری و کالیبراسیون پارامترها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های فصلی تعدیل شده تولید ناخالص داخلی بدون نفت (منهای خالص صادرات)، درآمد نفتی، شاخص قیمت مصرف کننده، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی، پایه پولی، مخارج دولت، شاخص قیمت سهام و نرخ سپرده بانک از فصل اول ۱۳۷۲ تا فصل چهارم ۱۴۰۰ می‌باشند. دیتاها از سایت بانک مرکزی ایران گردآوری شدند و پس از لگاریتم‌گیری با فیلتر هودریک پرسکات روندزدایی شدند. معادلات حاصل از شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی، با روش او هلیگک خطی شدند. جدول (۱) و (۲) نسبت‌های مقداردهی شده ثابت مطابق داده‌های اقتصاد ایران و پارامترهای کالیبره شده در روابط خطی را نشان می‌دهند:

جدول ۱. نسبت‌های مقداردهی شده ثابت مطابق داده‌های اقتصاد ایران

نماد	عنوان	مقدار برآوردی
\bar{c} / \bar{y}	نسبت باثبات مصرف بخش خصوصی به تولید کل	۰/۶۱
\bar{g} / \bar{y}	نسبت باثبات مخارج دولت به تولید کل	۰/۲۴
\bar{ip} / \bar{y}	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید کل	۰/۲۷
\bar{o} / \bar{y}	نسبت باثبات درآمد نفتی به تولید کل	۰/۱۹
t_t^d	نرخ بهره ثابت	۰/۰۳
$\delta = \bar{ip} / k$	نرخ استهلاک	۰/۰۱۵
\bar{c} / \bar{d}	نسبت باثبات مصرف به سود بنگاه واسطه	۵
\bar{g} / \bar{d}	نسبت باثبات مخارج عمومی به سود بنگاه واسطه	۲/۱
\bar{ip} / \bar{d}	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به سود بنگاه واسطه	۲/۳
$\bar{r} k / \bar{d}$	نسبت باثبات اجاره سرمایه به سود بنگاه واسطه	۳/۹
$\bar{w} \bar{l} / \bar{d}$	نسبت باثبات دستمزد به سود بنگاه واسطه	۳/۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. پارامترهای کالیبره شده

پارامتر	مقدار	توضیحات	منبع
σ_c	۱/۶۵	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
h	۰/۷۰	پارامتر عادات مصرفی	Wouters & Smets (2007)
σ_m	۲/۲۴	عکس کشش تقاضای پول	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_l	۲/۱۷	عکس کشش عرضه نیروی کار	توکلیان (۱۳۹۱)
β	۰/۹۶	عامل تنزیل	توکلیان (۱۳۹۱)
ω	۰/۵	درجه چسبندگی قیمت	توکلیان (۱۳۹۱)
α	۰/۴۲	سهم سرمایه در تولید	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_μ	۰/۳۵	ضریب خودرگرسیون پول در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
δ_π	-۱/۵۸	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)

δ_y	-۱/۷۰	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
φ_k	۳/۹۳	کشش هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	تقی پور (۱۳۹۳)

ادامه جدول ۲. پارامترهای کالیبره شده

پارامتر	مقدار	توضیحات	منبع
ρ_s	۰.۸۲	ضریب خودرگرسیون شوک سهام	یافته تحقیق
ρ_z	۰/۷۲	ضریب خود رگرسیون شوک تکنولوژی	کلوند (۱۳۸۸)
ρ_p	۰/۵۶	ضریب خودرگرسیون شوک مارک آپ	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_o	۰/۰۱	ضریب خودرگرسیون شوک درآمد نفتی	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_g	۰/۱۶	ضریب خودرگرسیون شوک مخارج دولت	یافته تحقیق
ρ_m	۰/۵۷	ضریب خود رگرسیون تقاضای پول	یافته تحقیق

۴-۲. نتایج مدل

مدل خطی شده با استفاده از نرم‌افزار متلب^۱ و برنامه داینر^۲ شبیه‌سازی شده و نتایج آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. جهت ارزیابی صحت مدل از معیارهای نزدیکی گشتاورهای متغیرهای تئوریک حاصل از کالیبراسیون به گشتاورهای متغیرهای دنیای واقعی، و همچنین انطباق توابع عکس‌العمل متغیرها به شوک‌های وارد شده بر مدل با مباحث تئوریک استفاده شده است. در جدول (۳) گشتاورهای بخش سیکلی متغیرهای اصلی شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی گزارش شده است.

جدول ۳. مقایسه میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

عنوان	میانگین		انحراف استاندارد	
	داده واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده	داده واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
تورم	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۹۵	۰/۰۲۷۴
سرمایه‌گذاری خصوصی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۳۵	۰/۰۵۴۷
مصرف خصوصی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۱۹	۰/۰۲۵۱
شاخص قیمت سهام	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۰۷۲	۰/۰۷۸۵

1. Matlab
2. Dynare

نرخ سپرده بانک	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۶۳	۰/۰۰۵۰
----------------	--------	--------	--------	--------

منبع: یافته های تحقیق

مطابق جدول فوق، میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه سازی شده مدل و نمونه واقعی نسبتاً شبیه هستند که توانایی نسبی مدل در پیش بینی نوسانات متغیرها را منعکس می کند.

۱-۲-۴. تحلیل پاسخ های آنی

در مطالعه حاضر به منظور بررسی معمای صرف سهام ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، با در نظر گرفتن این نکته که تغییرات مصرف به ترجیحات افراد بستگی دارد که در کشش جانشینی بین زمانی مصرف نمایان می شود، توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده در پاسخ به شوک ها، در ۳ مقدار مختلف پارامتر ریسک گریزی مورد بررسی قرار گرفته است، این مقادیر به شرح جدول زیر می باشند (در این مطالعه با فرض اینکه خانوارها از مقدار پارامتر ریسک گریزی اطلاعات کافی دارند، مقادیر این پارامتر بصورت فرضی با محوریت قرار دادن محدوده قابل قبول ۲ تا ۱۰ که توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و سایر مطالعات تجربی مطرح شده بود، انتخاب شده است:

جدول ۴. مقادیر ضریب ریسک گریزی نسبی

مدل سوم	مدل دوم	مدل اول	
۱۲	۵	۱/۶۵	پارامتر ریسک گریزی
			مقدار ضریب کمتر از
مقدار ضریب بیشتر از	مقدار ضریب در	محدوده قابل قبول و مطابق	مبنای انتخاب
محدوده قابل قبول	محدوده قابل قبول	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)	

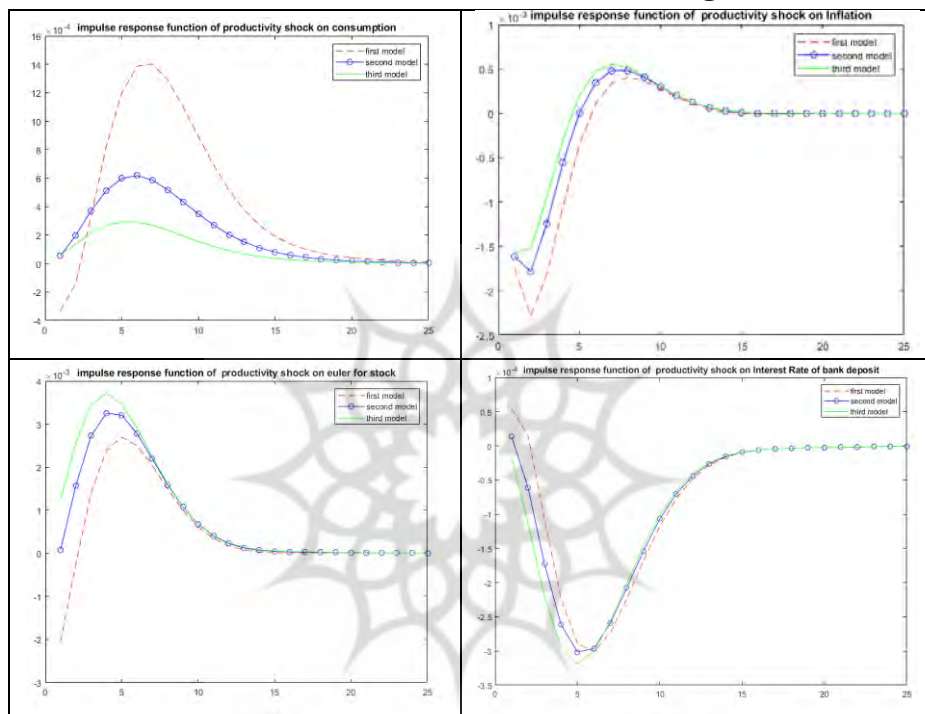
منبع: یافته های تحقیق

شوک تکنولوژی

در اثر وارد شدن شوک مثبت تکنولوژی به اندازه یک انحراف معیار، سود بنگاه واسطه ۱۳/۳۸ درصد و سرمایه گذاری بخش خصوصی به میزان ۶/۹۶ درصد افزایش می یابد، افزایش سرمایه گذاری بخش خصوصی، موجودی سرمایه را به میزان ۰/۱۰ درصد و تولید غیرنفتی را ۱/۷۸ درصد افزایش و تورم را ۰/۸۶ درصد کاهش می دهد (این نتایج مشابه مطالعات

فخرحسینی (۱۳۹۰) و بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۶) است. افزایش تولید، تقاضا برای نیروی کار و سرمایه را افزایش داده و منجر به افزایش ۰/۵۲ درصدی دستمزد و ۰/۲۴ درصدی نرخ اجاره سرمایه می‌شود.

جدول ۵. توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک تکنولوژی



منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۵)، در پارامتر ریسک‌گریزی بالاتر ($\sigma_c = 12$)، وجود همبستگی منفی بین تورم و مصرف و همبستگی مثبت بین مصرف و شاخص حقیقی قیمت سهام می‌تواند صرف سهام مثبت بالاتری تولید کند که در وضعیت کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت وجود معمای مصرف سهام مهرا و پرسکات را در ایران تأیید می‌کند، در این حالت نوسان نرخ رشد مصرف پایین است. اگر دارایی ریسکی در شرایطی که ریسک مصرف کم تغییر می‌کند، بازده‌های بالا را ارائه نماید به طوری که بازده دارایی ریسکی بیشتر از بازده دارایی بدون ریسک باشد، افراد باید بسیار بیشتر از آنچه که در داده مطالعات تجربی خرد نشان

می‌دهد، ریسک‌گریز باشند تا معمای صرف سهام قابل رؤیت باشد، این نتیجه مطابق یافته مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف است (برای مطالعه بیشتر به منا و تریلی، ۲۰۱۴ و رودبوش و سوانسون، ۲۰۱۲ مراجعه شود).

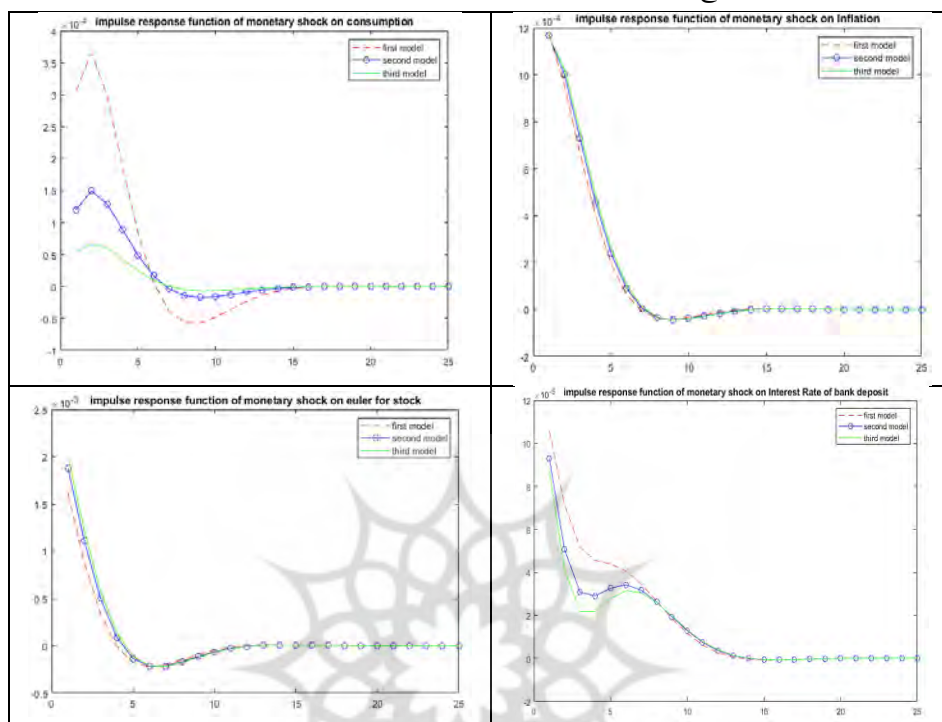
شوگ عرضه پول

در اثر شوکی که به اندازه یک انحراف معیار به عرضه پول وارد می‌شود، نرخ بهره بصورت آنی افزایش و سپس کاهش می‌یابد (اثر نهایی این شوک کاهش نرخ بهره است)، تقاضای پول در جهت معکوس عمل کرده و در ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد. افزایش نقدینگی ناشی از این شوک، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به میزان ۰/۶۵ درصد و موجودی سرمایه ۰/۰۰۹ درصد افزایش می‌دهد و باعث رشد ۰/۴۵ درصدی شاخص حقیقی قیمت سهام می‌شود همچنین تولید به میزان ۰/۲۲ درصد و سود بنگاه‌های واسطه ۱/۱۷ درصد افزایش می‌یابند. این شوک با افزایش تولید، تقاضا برای نیروی کار، دستمزد حقیقی، هزینه نهایی و تورم را نیز افزایش می‌دهد. افزایش تورم ناشی از این شوک موقتی است. این نتایج مشابه تحقیقات قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) و بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۷) می‌باشد. نتایج مطابق دیدگاه نظری نشان می‌دهد که رشد عرضه پول و حجم نقدینگی (شوگ مثبت عرضه پول) موجب افزایش شاخص قیمت‌ها و بروز تورم می‌شود. این شوک از دو مسیر باعث افزایش قیمت سهام می‌شود. از یک سو، سیاست پولی انبساطی با افزایش حجم نقدینگی، از کانال سرمایه‌گذاری (افزایش Q توین)، تقاضا برای سرمایه‌گذاری در دارایی مالی سهام را افزایش می‌دهد و باعث افزایش قیمت این دارایی می‌شود و از سوی دیگر اعمال سیاست پولی انبساطی از کانال کاهش نرخ بهره بر افزایش تقاضا برای سهام و قیمت این دارایی اثر می‌گذارد.

شوگ عرضه پول در پارامتر ریسک‌گریزی بالاتر ($\sigma_c = 12$)، در کوتاه‌مدت (تا ۴ دوره)

می‌تواند معمای صرف سهام مهرا و پرسکات را توضیح دهد.

جدول ۶. توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک عرضه پول



منبع: یافته‌های تحقیق

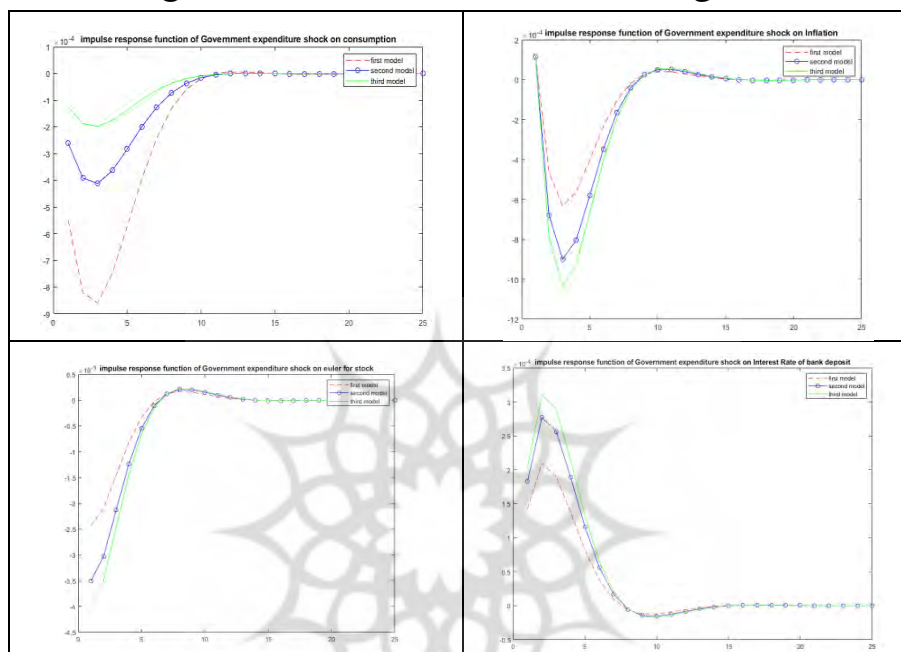
شوک مخارج دولت

با وارد شدن شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر مخارج دولت، تولید به میزان ۰/۰۹۴ درصد افزایش و تورم ۰/۰۰۶ درصد کاهش و سپس افزایش می‌دهد (تقاضا برای پول و حجم پول، روندی مشابه تورم دارند). کاهش قیمت در واکنش به شوک مخارج، ارزش فعلی جریان مالیات‌ها را در طول زمان افزایش خواهد داد و یک اثر منفی بر ثروت ایجاد می‌کند که مصرف خصوصی را کاهش می‌دهد.

این شوک با تحریک تولید، تقاضا برای نیروی کار و سرمایه را افزایش داده و باعث افزایش دستمزد و نرخ اجاره سرمایه می‌شود، همچنین سود بنگاه‌های واسطه را به میزان ۰/۷۴ درصد افزایش می‌دهد اما سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۰/۴۷ درصد کاهش می‌یابد، بدلیل کاهش اعتبار در دسترس ناشی از شوک و اثرات ازدحام، کاهش

سرمایه گذاری برای چند فصل ادامه خواهد داشت. شاخص حقیقی قیمت سهام نیز از کانال کاهش Q نهایی، تحت تأثیر منفی از این شوک قرار می‌گیرد.

جدول ۷. توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک مخارج دولت



منبع: یافته‌های تحقیق

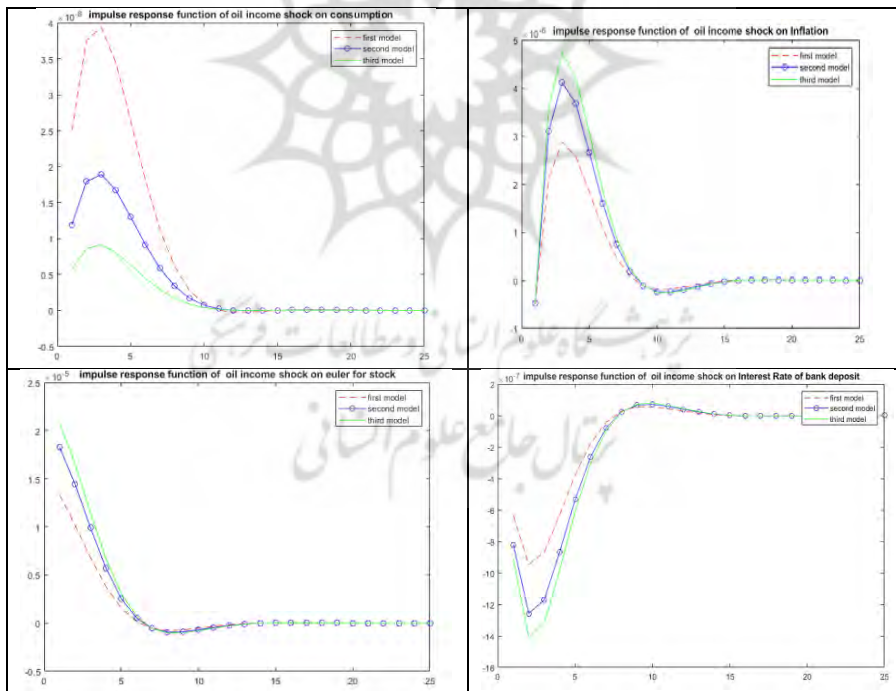
مطابق جدول (۷)، شوک مخارج دولت در تمامی مقادیر پارامتر ریسک‌گریزی، با ایجاد کواریانس مثبت بین مصرف و تورم، تا ۹ دوره صرف منفی را تولید می‌کند و از دوره ۹ تا رسیدن به نقطه باثبات صرف مثبت کوچکی را تولید می‌کند، بطور کلی می‌توان بیان نمود که این شوک قادر به توضیح معمای صرف سهام مهرا و پرسکات نیست.

شوک درآمد نفتی

در مواجهه با تکانه درآمد نفتی به اندازه یک انحراف معیار، تورم بصورت آنی ۰/۰۰۵ درصد کاهش و سپس افزایش می‌یابد، در واکنش به افزایش تورم، تقاضای پول ۰/۱۵ درصد و حجم پول ۰/۱۵ درصد افزایش می‌یابند. این شوک، تولید غیرنفتی را به میزان ۰/۰۸ درصد

کاهش داده که منجر به کاهش تقاضا برای نیروی کار و دستمزد می‌شود. عرضه نیروی کار نیز کاهش می‌یابد. تکانه مذکور با اثرگذاری بر تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی منجر به افزایش انباشت سرمایه به میزان ۰/۰۰۵ درصد و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ۰/۳۳ درصد شده و تولید میان‌مدت را افزایش می‌دهد. افزایش تقاضا برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر مثبتی بر شاخص حقیقی قیمت سهام خواهد داشت. در سال‌های اخیر علی‌رغم افزایش درآمدهای نفتی، بهره‌وری کاهش یافته است این همان چیزی است که نجفی و همکاران (۱۳۹۲) و شاه‌آبادی و ساری‌گل (۱۳۹۵) نیز به آن اشاره کردند، دلیل این امر ناشی از مدیریت نامناسب منابع درآمدی در کشور ایران و عدم هدایت این منابع به سمت گسترش بازار سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه می‌باشد. مدیریت نامناسب منابع درآمدی، منجر به خلق دانش مولد و تحقق اقتصاد دانش محور نخواهد شد و در نهایت منجر به کاهش بهره‌وری می‌شود.

جدول ۸. توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوک درآمد نفتی



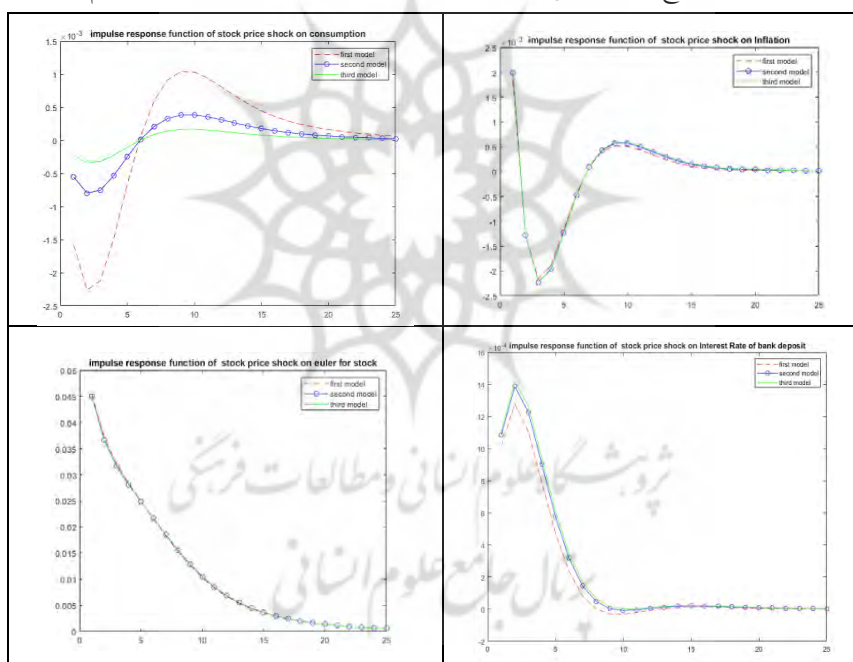
منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۸)، در مقدار ضریب ریسک‌گریزی بالاتر، صرف بیشتری تولید می‌شود که می‌تواند معمای صرف سهام مهرا و پرسکات را مطرح کند.

شوگ قیمت سهام

اگر شوکی به اندازه یک انحراف معیار به شاخص کل قیمت سهام وارد شود، سود بنگاه واسطه‌ای ۴/۴۷ درصد افزایش می‌یابد و موجب می‌شود که تقاضا برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به میزان ۲/۸۶ درصد و تولید ۰/۷ درصد افزایش یابند، افزایش تولید باعث می‌شود تقاضا برای نیروی کار و سرمایه افزایش یافته و در نهایت دستمزد و نرخ بهره حقیقی را زیاد خواهند کرد.

جدول ۹. توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده در برابر شوگ قیمت سهام



منبع: یافته‌های تحقیق

حجم پول نیز در ابتدا کاهش و سپس برای رسیدن به مقدار پایدار خود افزایش می‌یابد، این درحالیست که تورم در اثر شوگ بصورت آنی افزایش می‌یابد و بعد از ۴ دوره کاهش

مجدداً افزایش می‌یابد، دلیل افزایش مجدد تورم می‌تواند نوسان در مصرف بدلیل اثر ثروت باشد (افزایش شاخص قیمت و بازده سهام موجب افزایش مصرف می‌شود و در صورت ادامه روند افزایشی مصرف، تورم افزایش می‌یابد). مطابق جدول در مقادیر مختلف پارامتر ریسک‌گریزی، اعمال شوک مثبت قیمت سهام، با ایجاد کواریانس مثبت شاخص قیمت سهام با تورم (از لحظه وارد شدن شوک تا دوره ۴ و همچنین از دوره ۱۰ تا تعادل بلندمدت متغیرها) و کواریانس منفی تورم و مصرف (تا دوره ۱۰ کواریانس منفی تورم و مصرف وجود دارد)، صرف سهام (صرف ریسک تورم) مثبت در بازار تولید شده که در حالت ضریب ریسک‌گریزی بالا می‌تواند معمای صرف سهام مهرا و پرسکات را نشان دهد.

۵. نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی معمای صرف سهام در ایران می‌باشد. این مطالعه با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی، به تصریح یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی منطبق با شرایط اقتصاد ایران پرداخت، مدل تصریح شده با فرض اینکه خانوارها از مقادیر پارامترهای ریسک‌گریزی و عادات مصرفی اطلاعات کافی دارند توانست معمای صرف سهام در ایران را با اعمال تکانه‌های تکنولوژی، مخارج دولت، درآمد نفتی، شاخص قیمت سهام، عرضه پول و اثر این تکانه‌ها بر بازدهی دارایی‌ها و مصرف مورد بررسی قرار دهد. نتایج نشان داد در مقدار پارامتر ریسک‌گریزی بالاتر از محدوده قابل پذیرش، مصرف نوسانات کمتری دارد (دلیل این امر وجود عادات است) بنابراین از آنجایی که خانوارها تغییرات ناگهانی مصرف را دوست ندارند این تغییرات را با تغییر در عرضه نیروی کار، پس‌انداز یا خرید دارایی بدون ریسک جبران می‌کنند. نتایج همچنین نشان داد که، با اعمال تکانه‌های درآمد نفتی، قیمت سهام و تکنولوژی در مقدار پارامتر ریسک‌گریزی بالاتر از محدوده قابل پذیرش، در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت صرف بالایی تولید می‌شود که قادر است معمای صرف سهام در ایران را توضیح می‌دهند. با توجه به یافته‌ها ۲ توصیه‌هایی که به سیاست‌گذاران می‌شود: ۱- توجه به پارامترهای ساختاری همچون عادات مصرفی و ریسک‌گریزی زیرا خانوارها از مقدار این پارامترها اطلاع دارند و عدم توجه به این موضوع ممکن است اثر سوعی بر اهداف سیاستی سیاست‌گذاران داشته باشد. ۲- اگرچه وجود صرف سهام بالا می‌تواند مشوق خوبی برای سرمایه‌گذاری در دارایی ریسکی نسبت به

دارایی بدون ریسک در شرایط نامطمئن است، اما وجود صرف بالا می‌تواند باعث کاهش نااطمینانی و ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران شود. از این‌رو سیاست‌گذاران باید در اجرای برنامه‌های اقتصادی خود به نحوی عمل کنند که کمترین نوسان را در شاخص‌های کلان ایجاد نمایند و نااطمینانی در جامعه را کنترل بکنند.

تعارض منافع

تعارض منافی نداریم.

سپاسگزاری

از تمامی داوران محترم که نویسندگان این پژوهش را یاری نمودند و به غنای این کار افزودند، کمال تشکر و امتنان داریم.

ORCID

Sahar Zare joneghani  <https://orcid.org/0009-0008-6576-6150>

Bahram Sahabi  <https://orcid.org/0000-0001-5514-1773>

Hassan Heydari  <https://orcid.org/0000-0001-8915-6076>

Mehdi Zolfaghari  <https://orcid.org/0000-0002-4613-6419>

منابع

- ابراهیمی، مهرزاد. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام ایران با استفاده از الگوریتم های داده کاوی. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۹)، ۳۰۹-۲۸۳.
- ابراهیمی، بابک، باباخانی، مسعود، متقی دستنایی، سمیرا، و جبارزاده، آرمین. (۱۳۹۰). اثر ریسک‌گریزی فرد در انتخاب پویای سبد مالی بهینه. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱(۱)، ۲۷۱-۲۴۱.
- بیات، مرضیه، افشاری، زهرا، و توکلیان، حسین. (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE. *فصلنامه پژوهش و سیاست های اقتصادی*، ۲۴(۷۸)، ۲۰۶-۱۷۱.
- بهرامی‌نیا، ابراهیم، ابوالحسینی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۹۷). مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نوکیتری برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن. *نشریه علمی-پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۰(۲۰)، ۷۱-۱۰۲.

- زین الدینی، شبیم، کریمی محمد شریف و خانزادی، آزاد. (۱۳۹۸). بررسی اثر تکنه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۴(۵۰)، صفحات ۱۶۹-۱۴۵.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل و ساری گل، سارا (۱۳۹۶). اثرات مستقیم و غیر مستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران (با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان). پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۷(۲۸)، ۱۶۴-۱۴۱.
- عرفانی، علیرضا. ابونوری، اسماعیل. و صفری، سولماز. (۱۳۹۶). بررسی معمای صرف سهام در ایران: چارچوب گارچ دو متغیره و متغیرهای مجازی آشیانه‌ای فازی. رساله دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان.
- فخرحسینی، سید فخرالدین. (۱۳۹۵). مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه حلی برای معمای صرف سهام. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۱۱(۳)، ۱۴۱-۱۶۹.
- فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰)، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳: ۲۸-۱.
- کشاورز حداد، غلامرضا و اصفهانی، محمدرضا. (۱۳۹۳)، معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب آزمون‌های تسلط تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۸، شماره ۵۶، ۴۰-۱.
- محمدزاده، اعظم. شهیکی تاش، محمد نبی. و روشن، رضا. (۱۳۹۵)، تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف بر اساس تابع ترجیحات مارشالی (مطالعه موردی ایران). فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲۵(۲)، ۴۲-۷.
- نجفی، محمد باقر. مؤمنی، فرشاد. فتح‌اللهی، جمال. و عزیز پور، بهیه. (۱۳۹۲)، مقدمه‌ای بر تبیین رابطه بین درآمد‌های نفتی و بهره‌وری در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۵(۴)، ۱۴۳-۱۷۲.

References

- Aras, A. (2020). Solution to the Equity Premium Puzzle. *Research of Financial Economic and Social Studies*, 7(5): 612 - 631.
- Brandt, M. W., and Wang, K. Q. (2003). Time-varying Risk Aversion and Unexpected Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50 (7): 1457-1498.
- Bayat, M; Afshari, Z., & Tavaklian, H. (2015). Monetary policy and aggregate stock price index in the framework of a DSGE model. *Journal of Economic Research and Policy*, 24(78): 171-206 [in Persian].
- Bahraminia, I; Abolhasani, A; & Ebrahimi, I. (2017). Neo-Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Iran's Economy

- Considering the Housing Sector. *Scientific-Research Journal of Economic Policy*, 10(20): 71-102 [in Persian].
- Chen, Z., Cooper, I., Ehling, P. & Xiouros, C. (2018). Risk aversion sensitive real business cycles. Doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2158064>.
- Campbell, J.Y., and Cochrane J.H. (1999). By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy*, 107(2): 205–251.
- Donadelli, M., and Prosperi, L. (2012). The Equity Premium Puzzle: Pitfalls in Estimating the Coefficient of Relative Risk Aversion. *Journal of Applied Finance & Banking*, 2(2): 177-213.
- Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J. (2021). The impact of hedging on risk-averse agents output decisions. *Economic Modelling*, 104, 105638.
- Epstein, L.G., and 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.
- Erfani, A., Abu Nouri, I., & Safari, S (2017). Investigating the puzzle of stock exchange in Iran: bivariate GARCH framework and fuzzy nested virtual variables. Doctoral dissertation in the field of economic sciences, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University [in Persian].
- Ebrahimi. B., Babakhani. M., Motaghi. S & Jabarzadeh. A. (2011). The effect of a person's risk aversion in the dynamic selection of the optimal financial portfolio, *Economic Research Journal*, 11(1): 271-241 [in Persian].
- Ebrahimi, M. (2018). Investigating the impact of macroeconomic variables on Iran's stock market using data mining algorithms, *Financial Economics journal*, 13(49): 283-309 [in Persian].
- Faccini, Renato., Konstantinidi, Eirini., Skiadopoulou, George., and Sarantopoulou-Chiourea, Sylvia. (2018). A New Predictor of U.S.Real Economic Activity: The S&P500 Option Implied Risk Aversion. *Management Science*, 65(10): 1-60.
- Filis, G., Degiannakis, S., & Department, C. F. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries George. *International Review of Financial Analysis Dynamic*, 20: 152–164.
- Forster, K. (2005). Stock prices and real economic activity Empirical Results for Germany. *Working Paper Series*.
- Fakhrhosseini, F. (2015). A model of real business cycles with habit formation: A solution to the stock spending puzzle. *Journal of Economic Modeling*, 11(3): 141-169 [in Persian].
- Fakhrhosseini, F. (2011). Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Monetary Trade Periods of Iranian Economy. *Journal of Economic Modeling Research*, 3:1-28 [in Persian].
- Kaszab, L & Marsal, A. (2015). Explaining Bond and Equity Premium Puzzles Jointly in a DSGE Model. *MNB Working Papers*.

- Keshavarz Haddad, G., and Esfahani, M. (2014). The mystery of stock exchange in Tehran stock exchange in the framework of random dominance tests. *Iran Economic Research Journal*. 18(56): 1-40 [in Persian].
- Lucas, Robert. E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46(6): 1429–1445.
- Mehra, R., and E. C. Prescott. (2003). *The equity premium in retrospect*. In Handbook of the Economics of Finance, G. M. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz, eds. North-Holland, Amsterdam. https://www.academicwebpages.com/preview/mehra/pdf/epp_retrospect.pdf.
- Mehra, R., and Prescott, E. C. (1985). The equity premium: a puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2): 161-145.
- Martínez, M., Lapeña, R. F., & Escribano-Sotos, F. (2015). Interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet analysis. *BRQ Business Research Quarterly*, 18: 95–110.
- Mehra, R., and E. C. Prescott. (2008). Non-risk-based explanations of the equity premium. *Forthcoming in Handbook of the Equity Risk Premium*, R. Mehra, ed. Amsterdam.
- Menna, L. and Tirelli, P. (2014). The Equity Premium in a DSGE Model with Limited Asset Market Participation. *Department of economics, Management and Statistics*, University of Milan-Bicocca. (286): 1-47.
- Mohammadzadeh A; shahyaki tash. M N & roshan R. (2016). Adjusted Consumption Capital Asset Pricing Model, according to the Marshall Preferences (Case Study: Iran). *Journal of Economic Modeling Research*, 7 (25) :7-42 [in Persian].
- McGrattan, E.R., and Prescott, E.C. (2001). Taxes, Regulations, and Asset Prices. *Working Paper*, No. 610, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Nuri E, S., and Mirakhor, A. (2010). The Equity Premium Puzzle, Ambiguity Aversion, and Institutional Quality: Implications for Islamic Finance". *Journal of Islamic Economics, Banking and Finance*, 6(1).
- Najafi. M B; Momeni. F; fathollahi. J; Azzizipour. B. (2016). Explaining the Relationship between Oil Revenues and Productivity in Iran. *Journal of economic research (sustainable growth and development)*, 15(4) :143-172 [in Persian].
- Newell, A., & Page, L. (2017). Countercyclical risk aversion and self-reinforcing feedback loops in experimental asset markets. *QuBE Working Papers from QUT Business School*, No. 50.
- Pratt, J. w. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32(1/2), pp. 122-136.
- Rapach, D. & Tan, F. (2019). Bayesian Estimation of Macro-Finance DSGE Models with Stochastic Volatility. *Available at SSRN 3469356*.
- Rizvi, K., Abbas.; Naqvi. B., & Mirza, N. (2013). Asset Prices, Financial Stability and Monetary Policy. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*.

- ShahAbadi. Abolfazl; Sari Gol. Sara. (2017). Direct and Indirect Effects of Oil on Total Factor Productivity in Iran's Economy (Using Simultaneous Equations System). *Economic growth and development research*, 7(28), 164-141 [in Persian].
- Zare Joneghani, Sahar., Sahabi, Bahram., Heydari, Hassan., & Zolfaghari, Mehdi. (2023), Does the Equity Premium Puzzle exist in Iran?. *Iranian Economic Review Journal*.
Doi: 10.22059/IER.2023.365556.1007812.
- Zainaldini, Sh., Karimi M. S., & Khanzadi, A. (2018). Investigating the effect of oil price shocks on the performance of the Iranian stock market, *Financial Economy Quarterly*, 14(50), 145-16 [in Persian]



استناد به این مقاله: زارع جونتقانی، سحر، سبحانی، بهرام، حیدری، حسن و ذوالفقاری، مهدی. (۱۴۰۳). بررسی معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۳(۹۰)، ۱۷۵-۲۱۷.



Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.