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. (sahar.zare92@yahoo.com)
Bahram Sahabi* [1]
Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (sahabi_b@modares.ac.ir)
Hassan Heydari
Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (hassan.heydari @modares.ac.ir)
Mehdi Zolfaghari
Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (m.zolfaghari@modares.ac.ir)

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 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 high equity premium can explain the equity premium puzzle in Iran.

Keywords: Equity Premium Puzzle, C-CAPM, DSGE model, Inflation.

JEL: E32, J22, B32, C15.

[1] . Corresponding Author: sahabi_b@modares.ac.ir

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

سحر زارع جونقانی دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(sahar.zare92@yahoo.com)
بهرام سحابی [1]* دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(sahabi_b@modares.ac.ir)
حسن حیدری استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(hassan.heydari@modares.ac.ir)
مهدی ذوالفقاری استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(m.zolfaghari@modares.ac.ir)

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 C-CAPM معرفی شد و بیان می‌کند 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 زمینه‌ی اصلاح مدل‌هایی را فراهم می‌آورد که در مواجه با داده‌های مالی به شکست منتهی می‌شوند. هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی معمای صرف سهام در ایران است. این مطالعه با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی، به تصریح یک مدل DSGE 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 محدوده‌ی 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.

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

[1]. نویسنده مسئول: sahabi_b@modares.ac.ir

۱. مقدمه

الگوی رشد نئوکلاسیک از جمله الگوهای موفقی 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 C-CAPM نشان دادند که صرف سهام تجربی بزرگتر از صرف تحمل ریسک در مدل‌های نئوکلاسیک استاندارد اقتصاد مالی است؛ از این رو معمای صرف سهام، زمینه‌ای را برای اصلاح مدل‌های استاندارد نئوکلاسیک 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 مطالعه‌ی کمپل و کوکران[1] (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[2] (۱۹۹۰))؛ اپستین و زین[3] (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 C-CAPM 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 مطالعه‌ی حاضر با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی(DSGE) 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 واقع گرایانه‌تراست، چراکه نوسانات بازده دارایی‌ها و مصرف را در پاسخ به تکانه‌های وارد شده در مدل مورد بررسی قرار دهد. ایده‌ی اصلی این مدل از مطالعه‌ی کزاب و مارشال[4] (۲۰۱۵) گرفته شده است.

سازماندهی مقاله بدین قرار است: در بخش دوم بعد از ارائه مبانی نظری معمای صرف سهام، نحوه‌ی 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 DSGE 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 تحت‌تأثیر دو مؤلفه‌ی 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 مصرف دارندگان دارایی بدون ریسک است (ابراهیمی و همکاران،

1. Campbell & Cochrane
2. Costantinides
3. Epstein & Zin
4 . Kaszab, L & Marsal, A.

۱۳۹۰؛ منا و تیرلی[1]، ۲۰۱۴)؛ این بازده اضافی که در بازار سهام مطالبه می‌شود، تحت عنوان صرف ریسک سهام یا پاداش تحمل ریسک[2] شناخته می‌شود. اولین اقتصاددانانی که پاداش تحمل ریسک را با ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران مرتبط کردند توبین[3] (۱۹۵۸) و پرت[4] (۱۹۶۴) بودند؛ بعد از آن مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف (C-CAPM) توسط بریدن (۱۹۷۹) و لوکاس[5] (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 می‌کند (ضریب این متغیر، ریسک‌گریزی نسبی است). بعد از بریدن و لوکاس، مشهورترین معمای بازار سهام یعنی معمای صرف سهام توسط مهرا و پرسکات[6] (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:

$$E_0[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(C_t)] \quad . \quad 0<\beta<1 \qquad (۱)$$

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:

$$U(C,\alpha)=\frac{c_t^{1-\alpha}-1}{1-\alpha} \quad . \quad 0<\alpha<\infty \qquad (۲)$$

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 $P_t\acute{U}(c_t)$ است. بنابراین با تنزیل مطلوبیت مورد انتظار ناشی از افزایش مصرف در دوره بعدی که از خرید یک واحد سهام اضافی در دوره جاری حاصل می‌شود، این ضرر را جبران می‌کند. مقدار انتظاری تابع مطلوبیتش در دوره بعدی برابر با $\beta E_t[(p_{t+1}+y_{t+1})\acute{U}(C_{t+1})]$ است. در حالت ایده‌آل و بر مبنای رابطه قیمت‌گذاری دارایی، این مقادیر باید با یکدیگر برابر باشند که بصورت:

$$P_t\acute{U}(C_t)=\beta Et\left[(P_{t+1}+y_{t+1})\acute{U}(C_{t+1})\right] \qquad (۳)$$

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

---

1 . Menna, L. and Tirelli, P.

۲. میزان صرف سهام در کشور ایران معادل ۵/۲ درصد می‌باشد ، این رقم از اختلاف میانگین بازده‌های حقیقی (تعدیل 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.

3. Tubin.
4 . Pratt.
5 . Lucas, Robert. E.
6 . Mehra, R., and Prescott. E. C.

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

$$1=\beta E_t[\frac{\acute{U}(C_{t+1})}{\acute{U}(C_t)}R_{f.t+1}] \quad (۵)$$

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[1]:

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

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 کواریانس 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، بطوری‌که دارای توزیع مشابه و مستقل هستند.

- $(x_t \ , z_t)$ دارای توزیع توأم با وقفه‌ی نرمال است بنابراین می‌توان گفت $(x_t \ , R_{e,t})$ نیز دارای توزیع با وقفه‌ی نرمال می‌باشند.

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

$$\text{Ln } E(R_{e.t+1}) - \ln R_{f.t+1} = \alpha\sigma_{x,z} \rightarrow \ln(ER_{e.t+1}) - \ln R_{f.t+1} = \alpha\sigma_{x,Re} \xrightarrow{\begin{cases} Ln R_f = -ln\beta + \alpha\mu_x - 1/2\,\alpha^2\sigma_x^2 \\ \sigma_{x,Re} = \text{cov}(\ln x, \ln R_e) \end{cases}}$$
$$\text{Ln } E(R_{e.t+1}) - \ln R_{f.t+1} = \alpha \text{ cov}(\ln x, \ln R_e) \quad (۷)$$

در رابطه فوق، $E_t(R_{e.t+1}) - R_{f.t+1}$ صرف سهام است که از حاصل‌ضرب ریسک‌گریزی در کواریانس نرخ رشد مصرف و بازده دارایی به دست می‌آید. مهرا و پرسکات نشان دادند که اگر بازده‌های دارایی ریسکی و بدون‌ریسک را باتوجه به داده‌های تاریخی، در مدل C-CAPM 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 ریسک گریزی بسیار بالا و خارج از محدوده ۲ تا ۱۰ غیرمعقول است؛ این موضوع همان معمای صرف سهام است (ارس[2]، ۲۰۲۰).

در زمینه‌ی 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

---

۱ . برای مطالعه‌ی بیشتر به مطالعات مهرا (۲۰۰۳) و مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) مراجعه شود.

2. Aras, A.

عادات است. مطالعاتی که در این زمینه انجام شده‌اند عبارت اند از: آبل[1] (۱۹۹۰)، بنارتزی و تالر[2] (۱۹۹۵)، کمپل و کوکران[3] (۱۹۹۹)، کوستانتینیدس[4] (۱۹۹۰) و اپستین و زین[5] (۱۹۹۱).

مفهوم اقتصادهای تولید محور یکی از راه‌حل‌هایی است که در چارچوب دسته اول مطرح می‌شود. در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی 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[6](۱۹۹۸)، بلدرین و همکاران[7](۲۰۰۱)، گیوونن[8](۲۰۰۵) است.

دسته دوم: برخی پژوهش‌ها سوگیری (اریبی) بقا را بعنوان راه‌حل ارائه نمودند. مطالعات براون و همکاران[9] (۱۹۹۵) از این دسته است.

دسته سوم: مطالعات دیگر نواقص و کاستی‌های بازار را برجسته کرده‌اند، که در تحقیقات آیاگاری و گرتلر[10] (۱۹۹۱)؛ آلوارز و ژرمن[11] (۲۰۰۰)؛ بانسال و کلمن[12] (۱۹۹۶)؛ کوستانتینیدس و همکاران[13] (۲۰۰۲)؛ هیتون و لوکاس[14] (۱۹۹۶) و مک‌گراتان و پرسکات[15] (۲۰۰۱) قابل مشاهده است.

دسته چهارم: این دسته شامل مطالعاتی مانند ریتز[16] (۱۹۸۸) و بارو[17] (۲۰۰۶) است که توزیع‌های احتمالی اصلاح شده را برای پذیرش رویدادهای نادر اما فاجعه‌بار[18] به‌عنوان راه‌حل ارائه کرده‌اند. سرمایه‌گذاران به‌طور منطقی و با احتمال اندکی نگران یک فاجعه اقتصادی هستندکه اگرچه اتفاق نیفتاده است، اما ممکن است رخ دهد. از آنجایی‌که یکی از وضعیت‌های فاجعه‌بار، مطلوبیت نهایی مصرف بالا است؛ بنابراین انتظار می‌رود قیمت دارایی بدون‌ریسک افزایش و قیمت دارایی ریسکی کاهش یابد.

دسته پنجم: این دسته شامل مطالعاتی است که وجود شوک‌های درآمدی غیرقابل بیمه یا بازارهای ناقص را به‌عنوان راه‌حل ارائه می‌دهد؛ کوستانتینیدس و دافی[19] (۱۹۹۶)؛ هیتون و لوکاس[20] (۱۹۹۷) و منکیو[21] (۱۹۸۶) بررسی‌هایی در این زمینه انجام دادند.

دسته ششم: شامل مطالعاتی است که مشارکت محدود مصرف‌کنندگان در بازار سهام را بعنوان راه‌حل ارائه می‌دهد

---

1. Abel
2. Benartzi & Thaler
3. Campbell & Cochrane
4. Costantinides
5. Epstein & Zin
6. Jermann
7. Boldrin et al
8. Guvenen
9. Brown et al
10. Aiyagari & Gertler
11. Alvarez & Jermann
12. Bansal & Coleman
13. Costantinides et al
14. Heaton & Lucas
15. McGrattan & Prescott
16. Rietz
17. Barro
18. disastrous events
19. Costantinides & Duffie
20. Heaton & Lucas
21. Mankiw

مانند: آتاناسیو و همکاران[1] (۲۰۰۲)؛ براو و همکاران[2] (۲۰۰۲)؛ بساک و کوکو[3] (۱۹۹۸)؛ هیتون و لوکاس (۲۰۰۰) که با در نظر گرفتن مدل نسل‌های همپوشان به این نتیجه رسیدند که افزایش مشارکت در دو دهه‌ی 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 بعنوان راه‌حل ارائه می‌دهد که در مطالعه گامبیکس و لایسون[4] (۲۰۰۱) و هیاتون[5] (۱۹۹۵) و لینچ[6] (۱۹۹۶) به این موضوع پرداخته شده است.

دسته هشتم: صرف نقدینگی است که توسط بانسال و کلمن[7] (۱۹۹۶) بررسی شده است.

دسته نهم: تغییرات در مالیات و مقررات است که در مطالعه‌ی مک گراتان و پرسکات[8] (۲۰۰۵) به آن پرداخته شده است (مهرا، ۲۰۰۳ ، مهرا و پرسکات، ۱۹۸۵ و عرفانی و همکاران، ۱۳۹۶).

مطالعه‌ی حاضر با در نظر گرفتن رویکرد اصلاح در ترجیحات (دسته اول) و با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی به ارائه‌ی مدل DSGE پرداخته است.

۲.۲. ارتباط بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد

۱.۲.۲. اثر نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت سهام

- 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 داریی: 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[9]، 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 سرمایه گذاری می‌شود. پس سیاست پولی انقباضی اثر منفی بر شاخص کل قیمت سهام خواهد داشت (ابراهیمی، ۱۳۹۸؛ کشاورز حداد، ۱۳۸۴؛ مارتین[10]، ۲۰۱۵).

---

1. Attanasio et al
2. Brav et al.
3. Basak and Cuoco.
4. Gabaix & Laibson
5. Heaton
6. Lynch
7. Bansal and coleman
8. McGrattan and Prescott
9 . Mishkin.
10. Martíne.

- 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، باکاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری در سهام شاخص قیمت سهام کاهش می‌یابد (زین‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۸). با پذیرفتن ایده‌ی وجود همبستگی بین تورم و قیمت‌های حقیقی سهام، زمانی‌که ریسک‌گریزی افراد در نظر گرفته می‌شود، می‌توان اثر تورم بر صرف سهام را توضیح داد. از آنجایی‌که عامل ریسک‌گریز از افزایش تورم گریزان است، در نتیجه برای انجام سرمایه‌گذاری در شرایط تورمی درخواست صرف ریسک بیشتری می‌کند (دونبار و آموکو[1]، ۲۰۲۱)

- تکانه‌های قیمت نفت

تکانه‌های نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه‌ی آن متکی به قیمت نفت باشد تأثیرگذار است (فیلیس[2]، ۲۰۱۱). جرلند[3](۲۰۰۸) بیان می‌کند از آنجاکه ارزش سهام برابر با مجموع تنزیل یافته جریانات نقدی آینده است، این جریانات تحت‌تأثیر 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[4]، ۲۰۰۴). نوسان قیمت نفت موجب افزایش ریسک و نااطمینانی 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[5]، 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[6]، ۲۰۰۵).

۳.۲. پیشینه پژوهش

۱.۳.۲. پیشینه‌های خارجی

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.

کزاب و مارشال[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با وارد کردن هزینه‌های بنگاه در مدل نئوکینزین با ترجیحات ایپستین- زین[2] درچارچوب DSGE 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 پیج[3] (۲۰۱۷) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که حباب‌های قیمت دارایی‌ها در شرایط رونق بازار نسبت به شرایط رکودی بیشتر است. همچنین کارگزاران اقتصادی درحالت رونق نسبت به رکود توانایی کمتری برای پیش‌بینی بازار دارند. یافته‌های پژوهش آنها از نظریه‌ی متغیر بودن ریسک‌گریزی طی زمان و ارتباط آن با شرایط اقتصادی حمایت می‌کند.

چن و همکاران[4] (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[5] (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[6] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای "تحت‌عنوان قیمت‌گذاری دارایی با ترجیحات بازگشتی و نوسانات تصادفی: یک آنالیز بیزی تعادل عمومی پویای تصادفی" از روش حداکثر درستنمایی در تخمین بیزی استفاده می‌نمایند. نتایج این تحقیق نشان داد که مدل 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[7] (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 آنجایی‌که 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[8] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا معمای صرف سهام در ایران وجود دارد؟" به بررسی معمای صرف سهام در ایران پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که در چارچوب مدل C-CAPM 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

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.
7 . Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J.
8 . Zare Joneghani, S; Sahabi, B; Heydari, H & Zolfaghari, M.

نیز می‌تواند وجود معما در ایران را تأیید کند. در ادامه آنها با وارد کردن عادات مصرفی برونزا، توانستند مقدار منطقی از ضریب ریسک گریزی نسبی را بدست بیاورند و معمای صرف سهام در ایران را حل کنند.

۲.۳.۲. پیشینه‌های داخلی

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی براساس مصرف و مدل قیمت‌گذاری دارایی براساس مصرف مسکن پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که مدل C-CAPM نسبت به H-CCAPM 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.

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 مواجه با شوک تکنولوژی زمانی‌که ضریب ریسک‌گریزی نسبی مقادیر مختلفی را به خود می‌گیرد، افزایش خواهند یافت. بعبارتی می‌توان گفت زمانی‌که 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 C-CAPM برای بازه زمانی۱۳۹۱-۱۳۶۸در ایران ثابت کردند. ضریب ریسک‌گریزی حاصل شده مقداری منفی بدست آمد. آنها با وارد کردن پس‌انداز، مدل C-CAPM 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 C-CAPM، ۲/۸۹- به دست آوردند و با استفاده روش فازی، مدلCCAPM-F را برای حل معمای صرف سهام رائه 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 DSGE

۱.۳. مسئله خانوار و بنگاه‌ها

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

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\gamma}{1-\sigma_m} (M_t)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi}{1+\sigma_l} (l_t)^{1+\sigma_l} \right] \quad (۸)$$

مطابق رابطه‌ی (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 می‌کند. در این رابطه χ ضریب نیروی‌کار عرضه شده، h درجه وابستگی به عادات مصرفی، σ_c معکوس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف، σ_m معکوس کشش تقاضای حقیقی پول و σ_l معکوس کشش عرضه‌ی کار است.

فرض کنید مخارج خانوار نماینده بصورت مخارج مصرفی، مالیات مستقیم و مخارج سرمایه‌گذاری باشد؛ به این صورت که خانوار می‌تواند منابع مازاد خود را در سهام A_t و سپرده‌های بانکی BD_t، سرمایه‌گذاری کند، همچنین بخشی از درآمد خود را به شکل پول نقد نگه می‌دارد بنابراین قید بودجه بین‌دوره‌ای و حقیقی خانوار بصورت زیر خواهد بود:

$$s.t: c_t + m_t + bd_t + i_t^p + \psi(u_t)k_{t-1} + \frac{1}{P_t}\sum_{j=1}^{\infty}\frac{P_{j.t}^S\, A_t\,(j)}{s_t} = \left(1 + i_{t-1}^{bd}\right)\frac{bd_{t-1}}{1+\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} + r_t u_t k_{t-1} + \frac{1}{P_t}\Omega_{t-1}^j + \frac{W_t}{P_t}L_t - \frac{\mathrm{Ta_t}}{P_t} \quad (۹)$$

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

$$s.t: k_t = (1-\delta)\,k_{t-1} + \left[1 - \varphi_k\left(\frac{i_t^p}{i_{t-1}^p}\right)\right] I_t^P \quad (۱۰)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک سرمایه و $\varphi_k\left(\frac{i_t^p}{i_{t-1}^p}\right)$ هزینه‌ی تعدیل سرمایه است که تغییر در موجودی سرمایه ناشی از تغییر مخارج سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. با توجه به قید خانوار، منابع درآمدی خانوار شامل دستمزد w_t، نرخ اجاره‌ی سرمایه r_t است. همچنین به سپرده‌گذاری در بانک، نرخ بازدهی حقیقی i_t^{bd} و به سهامی که از دوره قبل به دوره جاری منتقل می‌شود، سودی معادل Ω_{t-1}^j تعلق می‌گیرد ($P_{j.t}^S$ ارزش اسمی جاری بازاری سهام و $DV_{j.t}$ سود پرداختی به هر سهم بنگاه واسطه‌ای است).

$$\Omega_{t-1}^j = \sum_{j=1}^{\infty}(p_{j.t}^S + DV_{j.t})A_{t-1}(j) \quad (۱۱)$$

معادلات نهایی حاصل از بهینه‌یابی مسئله حداکثرکردن مطلوبیت خانوار، معادلات عرضه نیروی‌کار (شرط درون زمانی مصرف-کار)، اولر مصرف، قیمت‌گذاری سهام، Q توبین و تقاضای تراز حقیقی پول بوده که به ترتیب بصورت می باشند:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\chi\, l_t^{\sigma_l}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}} \quad (۱۲)$$

$$1 = \beta E_t\left\{\left(\frac{C_{t+1}-hC_t}{C_t-hC_{t-1}}\right)^{-\sigma_c}\frac{1+i_t^{bd}}{1+\pi_{t+1}}\right\} \quad (۱۳)$$

رابطه‌ی (۱۳) معادله‌ی اولر مصرف است که تخصیص بهینه مصرف بین‌دوره‌ای خانوار را نشان می‌دهد بطوری‌که 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 jام به شاخص قیمت مصرف‌کننده باشد می‌توان نوشت:

$$\gamma_{j.t}^{sc} = s_t\beta E_t\{\frac{1+\pi_{t+1}}{(1+i_t^{bd})}(\gamma_{j.t+1}^{sc} + dv_{j.t+1})\} \quad (۱۴)$$

در رابطه فوق قیمت هرسهم بنگاه jام با ارزش‌حال 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 دوره‌ی t، تحت تأثیر یک شوک تصادفی $\mathrm{s_t}$ است. این شوک ناشی از حباب سفته‌بازی و از فرآیند AR(1) پیروی می‌کند:

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_t^S \quad , \quad \varepsilon_t^s \approx iid \quad N(0, \sigma_s^2) \quad (۱۵)$$

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

$$q_t = \frac{E_t\,(1+\pi_{t+1})}{1+i_t^{bd}}[r_{t+1}\,u_{t+1} - \psi(u_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta)] \quad (۱۶)$$

$$\frac{U_m}{U_C} = \frac{\gamma m_t^{-\sigma m}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}} = \frac{i_t^{bd}}{1+i_t^{bd}} \quad (۱۷)$$

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:

$$\text{s.t: } Y_t = [\int_0^1 Y_{j.t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)} \quad (۱۸)$$

در رابطه‌ی 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:

$$Max\ \ P_t Y_t - \int_0^1 P_{j.t}\, Y_{j.t} d_j \rightarrow Max : P_t[\int_0^1 Y_{j.t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)} - P_{j.t}\int_0^1 Y_{j.t} d_j \quad (۱۹)$$

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

$$\frac{\partial}{\partial Y_{j.t}} = 0 \ \rightarrow Y_{j.t} = [\frac{P_{j.t}}{P_t}]^{-\theta} Y_t \quad (۲۰)$$

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

$$P_t^{\theta} = [\int_0^1 [P_{j.t}^{\theta}]^{-\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{-\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۲۱)$$

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

$$\text{s.t: } Y_{j.t} = Z_t (U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{1-\alpha} \quad (۲۲)$$

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

$$Z_t = \rho_z Z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad , \varepsilon_t^z \approx iid \quad N(0.\sigma_z^2) \quad (۲۳)$$

در این مقاله برای تعدیل قیمت از روش کالوو[1](۱۹۸۳) استفاده می‌شود. به این صورت که هر بنگاه واسطه‌ای با احتمال ω درصد قادر به تعدیل قیمت خود نیست و قیمت را با توجه به قیمت دوره گذشته در نظر می‌گیرد، و با یک احتمال (1 - ω) 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)

$$Max\ \ E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega)^i \Omega_{i\ .t+i} [\frac{P_{j.t+i}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - TC_{j.t+1}]$$

$$\xrightarrow{TC_{j.t+1} = Mc_{j.t+i} y_{j.t+i}} Max\ \ E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} [\frac{P_{j.t+i}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - Mc_{j.t+i} y_{j.t+i}]$$

$$\xrightarrow[P_{j.t+i} = P_{j.t+i-1} = \cdots = P_{j.t}]{\varphi_{j.t+i} = Mc_{j.t+i}} Max\ \ E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} [\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - \varphi_{j.t+i} Y_{j.t+i}] \quad (۲۴)$$

$$\text{s.t: } Y_{j.t+i} = [\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}}]^{-\theta} Y_{t+i} \quad (۲۵)$$

$$Max\ \ E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} [(\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}})^{1-\theta} Y_{t+i} - \varphi_{j.t+i} (\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}})^{-\theta} Y_{t+i}] \quad (۲۶)$$

1. Calvo

در رابطه‌ی فوق، $Y_{j.t+i}$ هرواحد تولیدات بنگاه واسطه‌ای؛ $P_{j.t+i}$ قیمت هرواحد 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 آن‌را برای دوره بعدی تغییر نمی‌دهد، شرط مرتبه اول بصورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\partial}{\partial P_{j.t}} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\,.t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}}\right)^{1-\theta} (1-\theta) P_{j.t}^{-\theta} Y_{t+i} + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\,.t+i} \theta\, \varphi_{j.t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}}\right)^{-\theta} (P_{j.t})^{-\theta-1} Y_{t+i} = 0 \xrightarrow[\times P_t^{-\theta} = \frac{P_t^{1-\theta}}{P_t}]{P_{j.t} = P_{jt}^{*}} \frac{P_{jt}^{*}}{P_t} =$$

$$\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\omega)^i \varphi_{j.t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t}\right)^{\theta} Y_{t+i}^{\,1-\sigma_c}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\omega)^i \left(\frac{P_{t+i}}{P_t}\right)^{\theta-1} Y_{t+i}^{\,1-\sigma_c}} \qquad (۲۷)$$

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:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{Jt}\, d_j\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۲۸)$$

با در نظر گرفتن چسبندگی قیمت کالوو می‌توان رابطه‌ی فوق را بصورت زیر نوشت:

$$P_t = \left[(1-\omega)(P_{jt}^{*})^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۲۹)$$

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:

$$\pi_t = \text{ع}(\hat{x}_t) + \frac{\beta}{1+\beta} E_t\, \pi_{t+1} + \frac{1}{1+\beta}\, \pi_{t-1} \qquad (۳۰)$$

۲.۳. 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 درنظر گرفتن فرض جانشینی کامل مصرف خصوصی و دولتی و همچنین جانشینی کامل سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی، قید بودجه حقیقی دولت، بصورت زیر خواهد بود:

$$g_t = o_t + ta_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \qquad (۳۱)$$

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:

$$g_t = \rho_g\, g_{t-1} + \varepsilon_t^{g} \quad , \ \varepsilon_t^{g} \approx iid \quad N(0.\sigma_g^2) \qquad (۳۲)$$

$$o_t = \rho_o o_{t-1} + \varepsilon_t^{o} \quad , \ \varepsilon_t^{o} \approx iid \quad N(0.\sigma_o^2) \qquad (۳۳)$$

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 رابطه‌ی (۳۵):

$$\frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_t}} = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} * \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{\ddot{m}_t}{\ddot{m}_{t-1}}\ddot{\pi}_t \quad و \quad \mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \qquad (۳۴)$$

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

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \left[\sigma_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \sigma_y(y_t - y_t^*)\right] + \xi_t^m \qquad (۳۵)$$
$$\xi_t^m = \rho_m \xi_{t-1}^m + \varepsilon_t^m \quad , \quad \varepsilon_t^m \approx iid \quad N(0.\sigma_m^2)$$

۳.۳. تعادل

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

$$y_t + o_t = c_t + i_t^p + g_t + \psi(u_t)k_t \qquad (۳۶)$$

در تعادل، تولید کل (غیرنفتی 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.

٤.حل و تحلیل نتایج مدل

۱.٤. 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 مصرف‌کننده، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی، پایه پولی، مخارج دولت، شاخص‌قیمت 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 اوهلیگ 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	۰/٦۱
$\bar{g} / \bar{y}$	نسبت باثبات مخارج دولت به تولید کل	۰/۲٤
$\bar{ip} / \bar{y}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید کل	۰/۲۷
$\bar{o} / \bar{y}$	نسبت باثبات درآمد نفتی به تولید کل	۰/۱۹
$\bar{i}_t^{bd}$	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

$\bar{r}\,\overline{k/\bar{d}}$	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

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲: پارامترهای کالیبره شده

پارامتر	مقدار	توضیحات	منبع
σ_c	۱/٦٥	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	فراهانی و همکاران (۱٤۰۰)
h	۰/۷۰	پارامتر عادات مصرفی	Wouters & Smets (2007)
σ_m	۲/۲٤	عکس کشش تقاضای پول	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_l	۲/۱۷	عکس کشش عرضه نیروی‌کار	توکلیان (۱۳۹۱)
β	۰/۹٦	عامل تنزیل	توکلیان (۱۳۹۱)
ω	۰/۵	درجه چسبندگی قیمت	توکلیان (۱۳۹۱)
α	۰/٤۲	سهم سرمایه در تولید	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_μ	۰/۳۵	ضریب خودرگرسیون پول در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱٤۰۰)
δ_π	−۱/۵۸	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱٤۰۰)
δ_y	−۱/۷۰	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱٤۰۰)
φ_k	۳/۹۳	کشش هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_s	۰.۸۲	ضریی خودرگرسیون شوک سهام	یافته تحقیق
ρ_z	۰/۷۲	ضریب خود رگرسیون شوک تکنولوژی	کاوند (۱۳۸۸)
ρ_p	۰/۵٦	ضریب خودرگرسیون شوک مارک آپ	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_o	۰/۰۱	ضریب خودرگرسیون شوک درآمد نفتی	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_g	۰/۱٦	ضریب خودرگرسیون شوک مخارج دولت	یافته تحقیق
ρ_m	۰/۵۷	ضریب خود رگرسیون تقاضای پول	یافته تحقیق

۲.٤. نتایج مدل

مدل خطی شده با استفاده از نرم‌افزار متلب[1] و برنامه داینر[2] 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 شبیه سازی شده	داده واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
تورم	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۸۹۵	۰.۰۲۷٤
سرمایه‌گذاری خصوصی	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۹۳۵	۰.۰۵٤۷
مصرف خصوصی	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۳۱۹	۰.۰۲۵۱

1 . Matlab
2 . Dynare

شاخص قیمت سهام	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۲۰۷۲	۰.۰۷۸۵
نرخ سپرده بانک	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۷۶۳	۰.۰۰۵۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق جدول فوق، میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل و نمونه واقعی نسبتاً شبیه هستند که توانایی نسبی مدل در پیش‌بینی نوسانات متغیرها را منعکس می‌کند.

۱.۲.٤. تحلیل پاسخ‌های آنی

در مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی معمای صرف سهام ایران در قالب مدل DSGE، با در نظر گرفتن این نکته که تغییرات مصرف به ترجیحات افراد بستگی دارد که در کشش جانشینی بین زمانی مصرف نمایان می‌شود؛ توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده در پاسخ به شوک‌ها، در ۳ مقدار مختلف پارامتر ریسک‌گریزی مورد بررسی قرار گرفته است؛ این مقادیر به شرح جدول زیر می‌باشند(در این مطالعه با فرض اینکه خانوارها از مقدار پارامتر ریسک‌گریزی اطلاعات کافی دارند، مقادیر این پارامتر بصورت فرضی با محوریت قرار دادن محدوده‌ی قابل قبول ۲ تا ۱۰ که توسط مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) و سایر مطالعات تجربی مطرح شده بود، انتخاب شده است):

جدول ٤: مقادیر ضریب ریسک گریزی نسبی

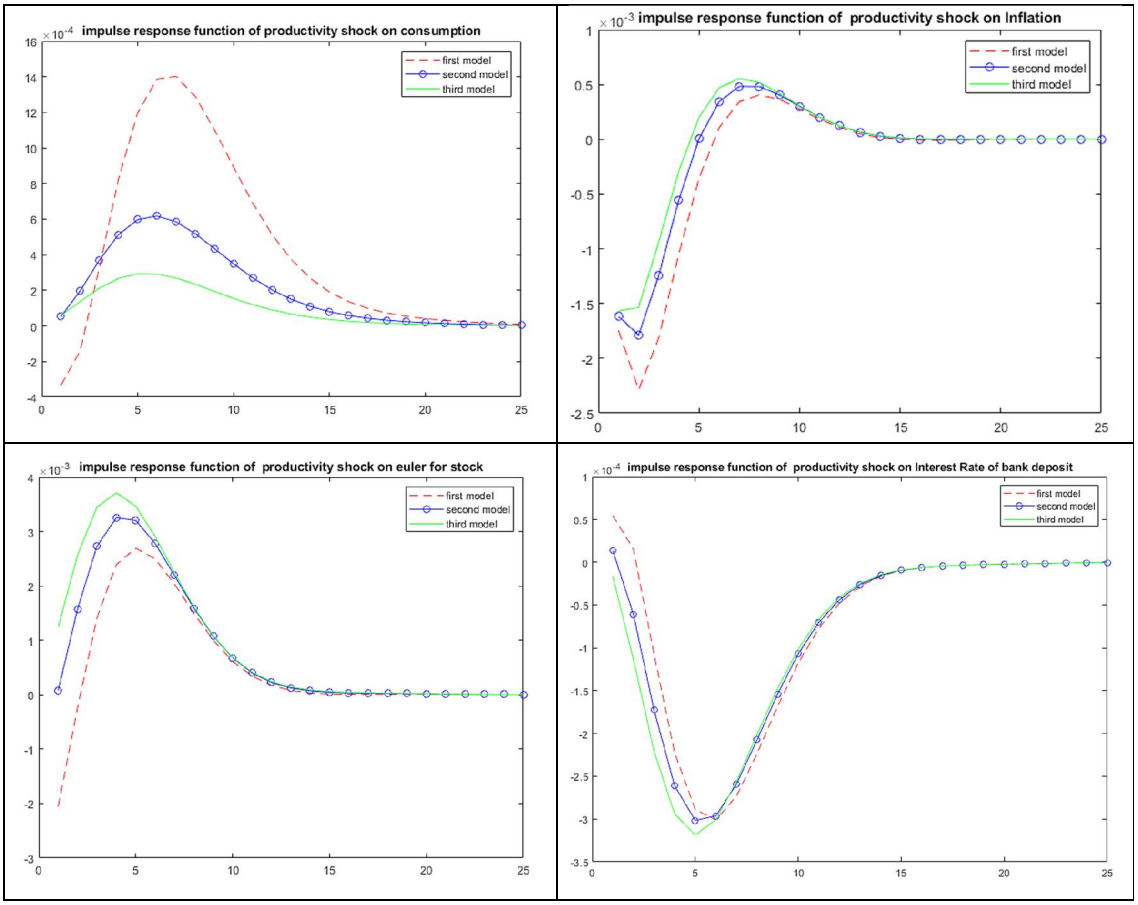
	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
پارامتر ریسک‌گریزی	۱/٦٥	٥	۱۲
مبنای انتخاب	مقدار ضریب کمتر از محدوده قابل قبول و مطابق فراهانی و همکاران (۱٤۰۰)	مقدار ضریب در محدوده قابل قبول	مقدار ضریب بیشتر از محدوده قابل قبول

شوک تکنولوژی:

در اثر وارد شدن شوک مثبت تکنولوژی به اندازه یک انحراف معیار، سود بنگاه واسطه ۱۳.۳۸درصد و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌میزان ۶.۹۶درصد افزایش می‌یابد؛ افزایش سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی، موجودی سرمایه را به میزان ۰.۱۰ درصد و تولید غیرنفتی را ۱.۷۸درصد افزایش و تورم را ۰.۸۶ درصد کاهش می‌دهد (این نتایج مشابه مطالعات فخرحسینی(۱۳۹۰) و بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۶) است). افزایش تولید، تقاضا برای نیروی‌کار و سرمایه را افزایش داده و منجر به افزایش ۰.۵۲درصدی دستمزد و ۰.۲۴ درصدی نرخ اجاره سرمایه می‌شود.

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 صرف 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 به‌طوری‌که 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 C-CAPM است (برای مطالعه بیشتر به منا و تریلی، ۲۰۱۴ و رودبوش و سوانسون، ۲۰۱۲ مراجعه شود).

جدول۵: توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده دربرابر شوک تکنولوژی

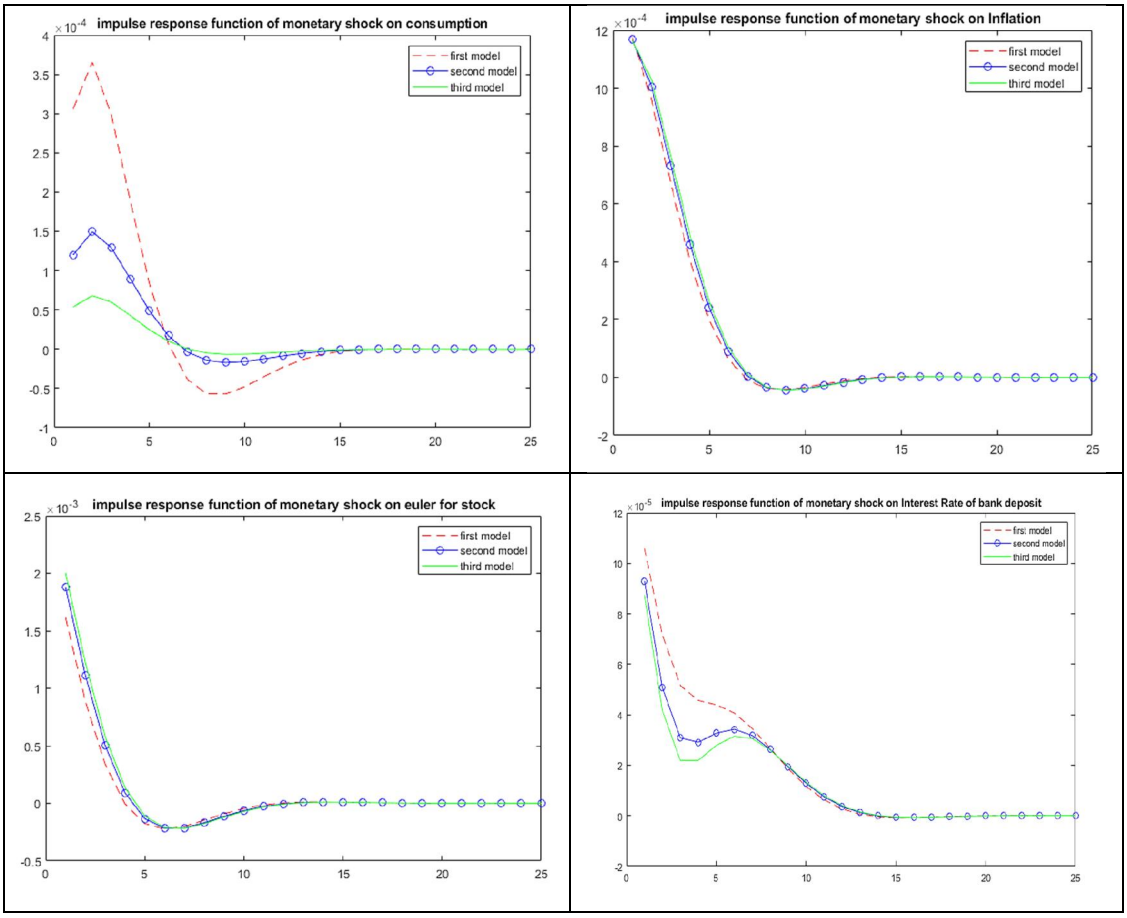


مأخذ: محاسبات تحقیق

شوک عرضه‌ی 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 بخش‌خصوصی را به‌میزان ۰.۶۵درصد و موجودی سرمایه ۰.۰۰۹درصد افزایش می‌دهد و باعث رشد ۰.۴۵درصدی شاخص حقیقی قیمت سهام می‌شود همچنین تولید به میزان ۰.۲۲ درصد و سود بنگاه‌های واسطه ۱.۱۷درصد 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 (شوک 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 توبین)، 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.

جدول ٦: توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده دربرابر شوک عرضه پول



مأخذ: محاسبات تحقیق

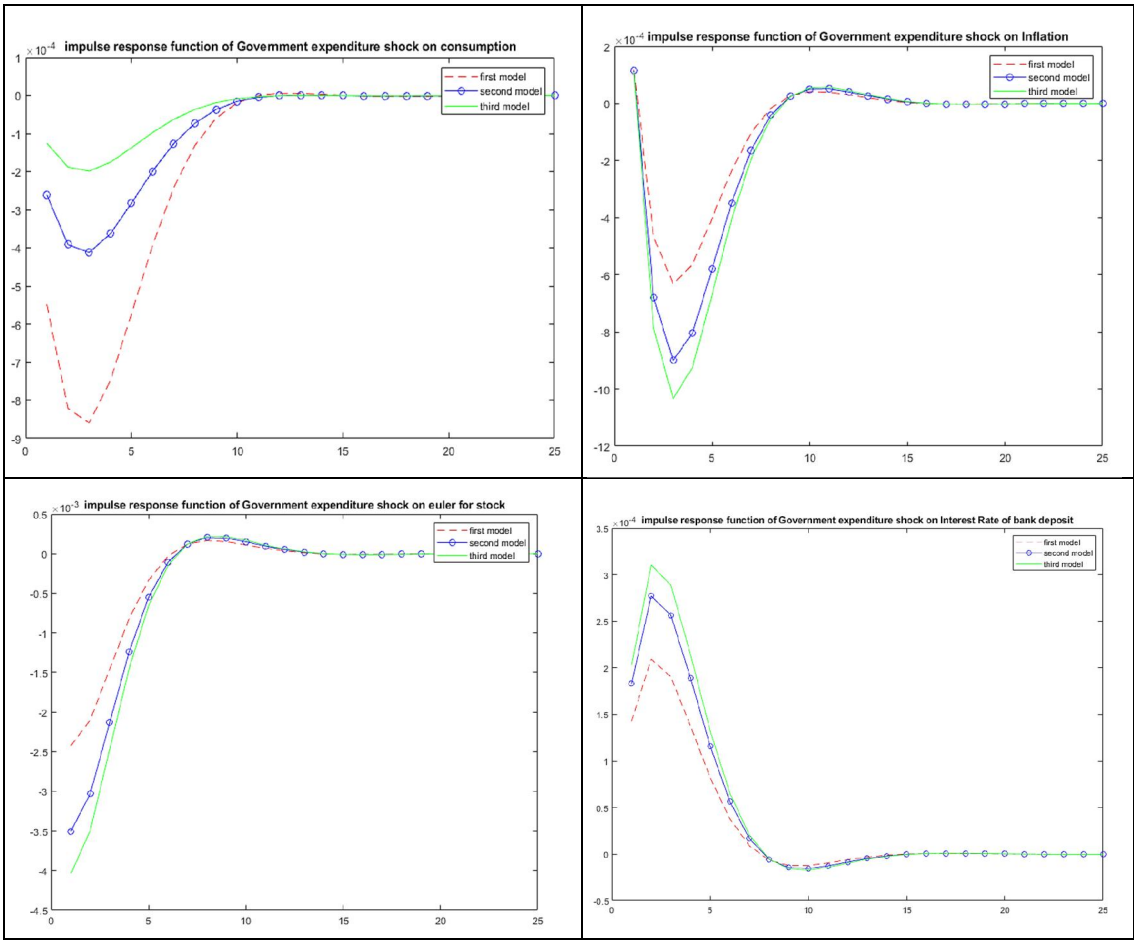
شوک عرضه پول در پارامتر ریسک‌گریزی بالاتر ($\sigma_c = 12$)، در کوتاه‌مدت (تا ۴ دوره) می‌تواند معمای صرف سهام مهرا و پرسکات را توضیح دهد.

شوک مخارج دولت:

با وارد شدن شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر مخارج دولت ؛ تولید به میزان ۰.۰۹۴درصد افزایش و تورم ۰.۰۰۶درصد 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 نیروی‌کار 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 سرمایه‌گذاری برای چند فصل ادامه خواهد داشت. شاخص حقیقی قیمت سهام نیز از کانال کاهش Q نهایی، تحت‌تأثیر منفی از این شوک قرار می‌گیرد.

جدول ۷: توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده دربرابر شوک مخارج دولت



مأخذ: محاسبات تحقیق

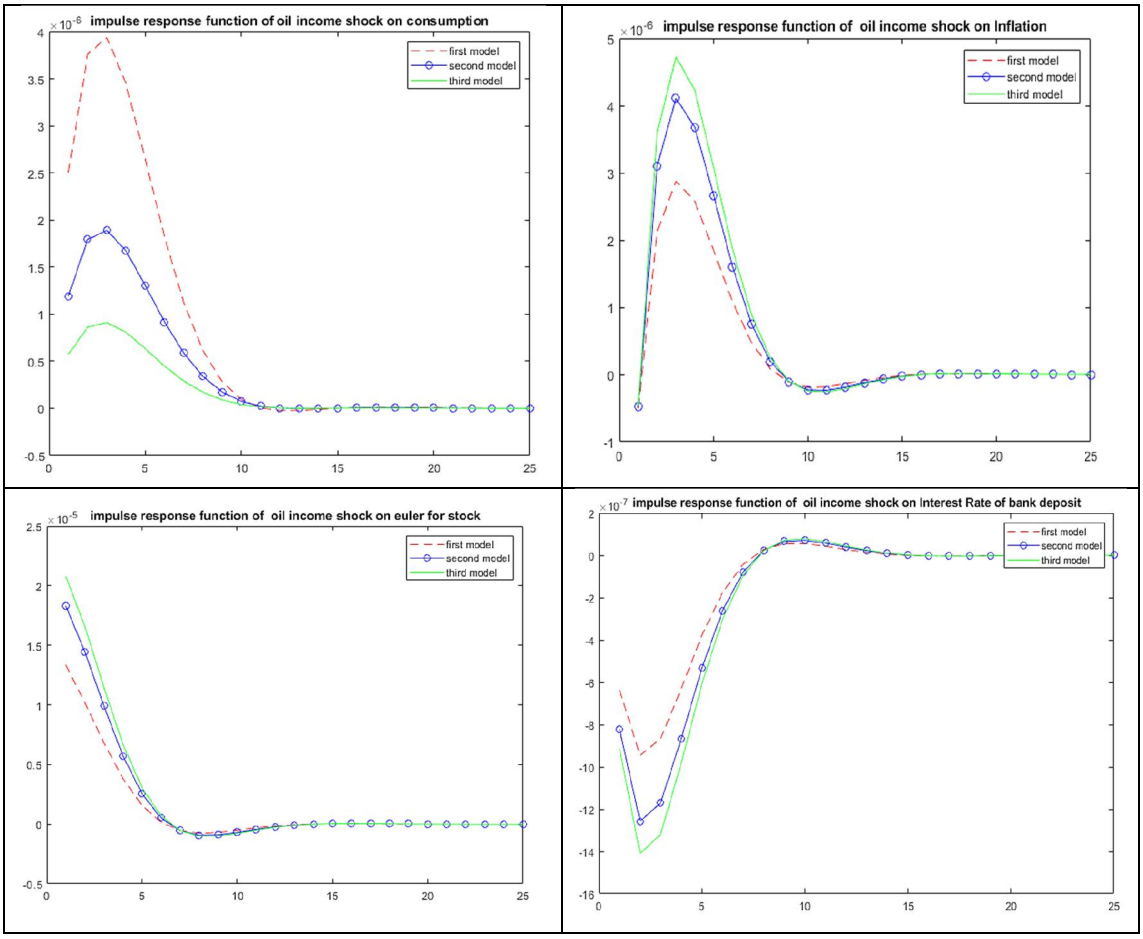
مطابق جدول(۷)، شوک مخارج دولت در تمامی مقادیر پارامتر ریسک گریزی، با ایجاد کواریانس مثبت بین مصرف و تورم، تا ۹ دوره صرف منفی را تولید می‌کند و از دوره‌ی ۹ تا رسیدن به نقطه باثبات صرف مثبت کوچکی را تولید می‌کند؛ بطور کلی می‌توان بیان نمود که این شوک قادر به توضیح معمای صرف سهام مهرا و پرسکات نیست.

شوک درآمد نفتی:

در مواجه با تکانه درآمد نفتی به اندازه یک انحراف معیار، تورم بصورت آنی ۰.۰۰۵درصد کاهش و سپس افزایش می‌یابد، در واکنش به افزایش تورم، تقاضای پول ۰.۱۵درصد و حجم پول۰.۱۵درصد افزایش می‌یابند. این شوک، تولید غیرنفتی را به میزان ۰.۰۸درصد کاهش داده که منجربه کاهش تقاضا برای نیروی‌کار و دستمزد می‌شود. عرضه نیروی‌کار 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 دربرابر شوک درآمد نفتی



مأخذ: محاسبات تحقیق

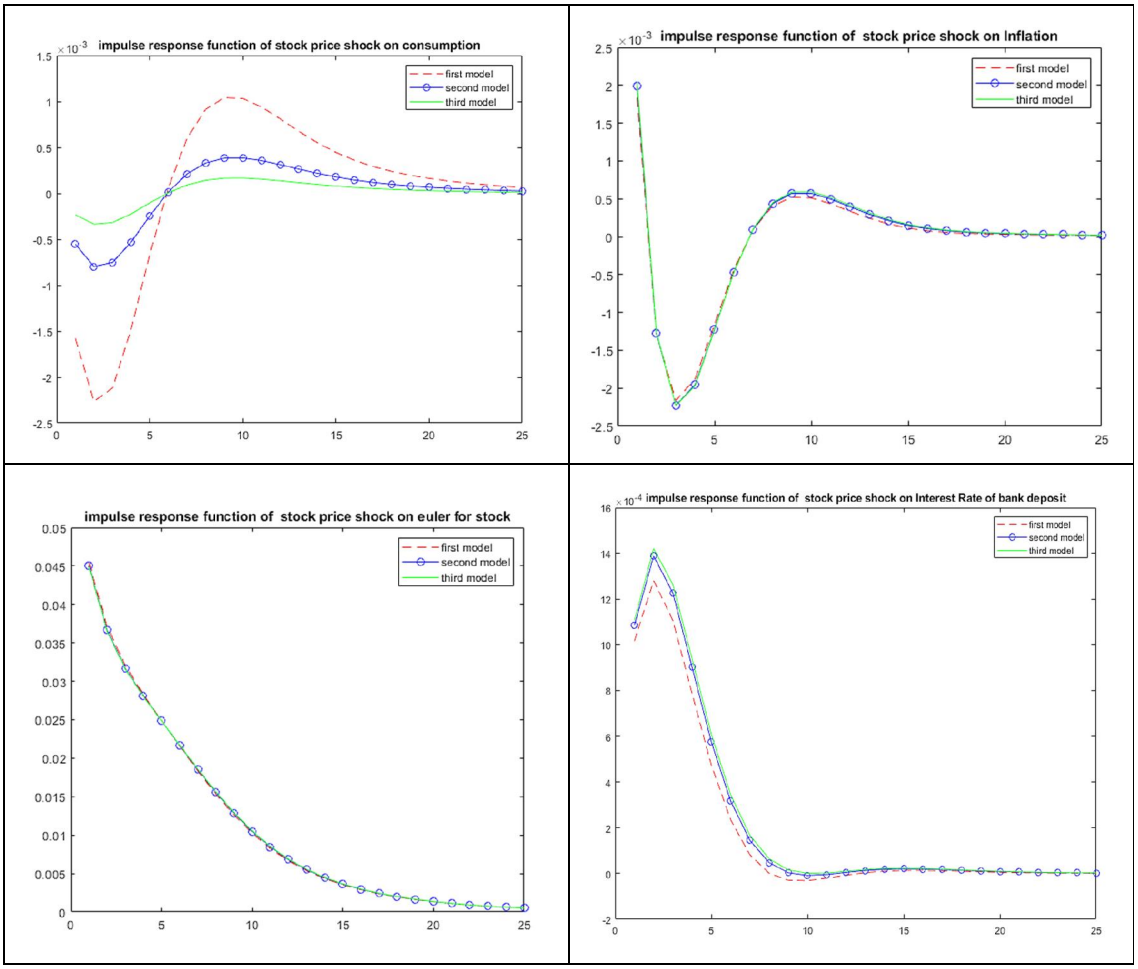
مطابق جدول(۸)، در مقدار ضریب ریسک‌گریزی بالاتر، صرف بیشتری تولید می‌شود که می‌تواند معمای صرف سهام مهرا و پرسکات را مطرح کند.

شوک قیمت سهام:

اگر شوکی به اندازه یک انحراف معیار به شاخص‌کل قیمت سهام وارد شود، سود بنگاه واسطه‌ای۴.۴۷ درصد افزایش می‌یابد و موجب می‌شود که تقاضا برای سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی به میزان ۲.۸۶ درصد و تولید ۰.۷۰ درصد افزایش یابند، افزایش تولید باعث می‌شود تقاضا برای نیروی‌کار و سرمایه افزایش یافته و در نهایت دستمزد و نرخ بهره حقیقی را زیاد خواهند کرد. حجم پول نیز در ابتدا کاهش و سپس برای رسیدن به مقدار پایدار خود افزایش می‌یابد؛ این درحالیست که تورم در اثر شوک 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 لحظه‌ی وارد شدن شوک تا دوره ۴ و همچنین از دوره ۱۰ تا تعادل بلند مدت متغیرها) و کواریانس منفی تورم و مصرف (تا دوره‌ی 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.

جدول۹: توابع عکس‌العمل متغیرهای شبیه‌سازی شده دربرابر شوک قیمت سهام



مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی معمای صرف سهام در ایران می‌باشد. این مطالعه با تمرکز بر ارتباط بین بخش حقیقی و مالی، به تصریح یک مدل DSGE 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 محدوده‌ی 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 محدوده‌ی 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 یافته ها ۲ توصیه هایی که به سیاست گذاران می شود: 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.

منابع

ابراهیمی، مهرزاد. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام ایران با استفاده از الگوریتم های داده کاوی. فصلنمه اقتصاد مالی ، ۱۳(۴۹). صص۳۰۹-۲۸۳.

ابراهیمی، بابک؛ باباخانی، مسعود؛ متقی دستنایی، سمیرا و جبارزاده، آرمین (۱۳۹۰). اثر ریسک گریزی 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؛ ابوالحسنی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۷). مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن. نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی، ۱۰(۲۰): ۷۱-۱۰۲.

زین الدینی، شبنم؛ کریمی محمد شریف و خانزادی، آزاد. (۱۳۹۸). بررسی اثر تکانههای قیمت نفت برعملکرد بازار سهام ایران، فصلنمه اقتصاد مالی، ۱۴(۵۰). صص۱۶۹-۱۴۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و ساری گل، سارا (۱۳۹۶). اثرات مستقیم و غیر مستقیم نفت بر بهره وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران (با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان). فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش های 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 آشیانه ای 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 آزمون های تسلط تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال۱۸، شماره ۵۶، ۴۰-۱.

محمدزاده، اعظم؛ شهیکی تاش، محمد نبی و روشن، رضا. (۱۳۹۵). تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مصرف بر اساس تابع ترجیحات مارشالی(مطالعه موردی ایران). فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی (۲۵)، ۷-۴۲.

نجفی، محمد باقر؛ مؤمنی؛ فرشاد؛ فتح اللهی، جمال و عزیزی پور، بهیه (۱۳۹۲). مقدمه‌ای بر تبیین رابطه بین درآمد های 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", *Reseach of Financial Economic and Social Studies*, 7(5), PP. 612 - 631.

Brandt, M. W., and Wang, K. Q. (2003). "Time-varying Risk Aversion and Unexpected Inflation". *Journal of Monetary Economics,* 50 (7). pp. 1457-1498.

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), pp. 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), pp. 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), pp. 263-286.

Faccini, Renato; Konstantinidi, Eirini; Skiadopoulos, George and Sarantopoulou-Chiourea, Sylvia. (2018)." A New Predictor of U.S.RealEconomic Activity: The S$P500 Option Implied Risk Aversion". *Management Science,* 65(10). pp.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 realeconomic activity Empirical Results for Germany". *Working Paper Series.*

Kaszab, L & Marsal, A. (2015). "Explaining Bond and Equity Premium Puzzles Jointly in a DSGE Model". *MNB Working Papers.*

Lucas, Robert. E. (1978). "Asset prices in an exchange economy". *Econometrica,* 46(6), pp. 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), PP. 161-145.

Martíneza, M., Lape˜nab, R. F., & Escribano-Sotos, F. (2015). "Interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet analysis". *BRQ Business Research Quarterly,* 18, PP. 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", *Deprtment of economics, Management And Statistics*, University of Milan-Bicocca. (286), PP. 1-47.

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 38 Finance*, 6(1).
Newell, A., & Page, L. (2017). "Countercyclical risk aversion and selfreinforcing 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.*
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.