

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

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

سحر زارع جونقانی *، بهرام سحابی**، حسن حیدری*** ، مهدی ذوالفقاری**** ، روزبه بالونژاد نوری*****

* دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
**** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
***** دانشیار گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۵ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۲۹ خر داد ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۸ اردیبهشت ۱۴۰۴

طبقه‌بندی JEL: J22, B32, E32

واژگان کلیدی:
معمای صرف سهام، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست پولی بهینه.

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: sahabi_b@modares.ac.ir
0000-0001-5514-1773

آدرس پستی:
ایران- تهران- جلال آل احمد- دانشگاه تربیت مدرس- ساختمان گروه مدیریت و اقتصاد.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی دکتری خانم سحر زارع جونقانی در رشته اقتصاد پولی به راهنمایی آقای دکتر بهرام سحابی در دانشگاه تربیت مدرس تهران است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

یکی از مشهورترین معماهای مرتبط با بازار سهام معمای صرف سهام است که نخستین بار توسط مهرا و پرسکات در چارچوب مدل C-CAPM معرفی شد. این معما بیان می‌کند بازدهی سهام به قدری بالا است که ریسک‌گریزی بالا و خارج از محدوده‌ی قابل قبول سرمایه‌گذاران آن را توجیه می‌کند بررسی معمای مذکور از آن جهت اهمیت دارد که زمینه‌ی اصلاح مدل‌هایی مانند C-CAPM 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 و به منظور بررسی رفتار بانک مرکزی در ایجاد معمای صرف سهام، 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 فنآوری، مخارج دولت، درآمد نفتی، شاخص قیمت سهام، عرضه پول و اثر این تکانه‌ها بر بازدهی دارایی‌ها و مصرف مورد بررسی قرار دهد. در این مطالعه فرض می‌شود بانک مرکزی به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر در رشد حجم پول واکنش نشان می‌دهد. نتایج نشان داد که تکانه‌های مثبت فنآوری و قیمت سهام در میان‌مدت و بلندمدت تا رسیدن به وضعیت باثبات، تکانه مثبت درآمد نفتی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و همچنین تکانه مثبت عرضه پول در کوتاه‌مدت با تولید صرف ریسک سهام بالا قادر به توضیح معمای صرف سهام در ایران می‌باشند؛ این درحالی است که تکانه مثبت مخارج دولت با ایجاد صرف ریسک سهام منفی، نمی‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.

ارجاع به مقاله:
زارع جونقانی، سحر.، سحابی، بهرام.، حیدری، حسن.، ذوالفقاری، مهدی و بالونژاد نوری، روزبه. (۱۴۰۵). سیاست پولی و معمای صرف سهام در ایران: رهیافتی کاربردی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۶۱-۲۲۵.
10.22055/jqe.2025.46523.2618

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

یکی از موضوع‌های مهم در اقتصاد مالی، مسئله انتخاب بین‌دوره‌ای افراد در ارتباط با تخصیص منابعشان است. انتخاب آن‌ها تحت‌تأثیر دو مؤلفه ریسک و بازدهی قرار دارد. اگر فرد تصمیم‌گیرنده ریسک‌گریز باشد، در انتخاب سبد دارایی خود به نرخ بازدهی بالاتری برای نگهداری دارایی ریسکی مانند سهام نسبت به دارایی بدون ریسک نیاز دارد؛ زیرا مصرف سهامداران بی‌ثبات‌تر بوده و ارتباط بیشتری با بازده اضافی سهام دارد. این بازده اضافی در بازار سهام تحت عنوان صرف ریسک سهام (پاداش تحمل ریسک بازار) شناخته می‌شود (Menna & Tirelli, 2014; Amiri et al., 2025). توبین (Tobin, 1958) و پرت (Pratt, 1964) از نخستین اقتصاددانانی بودند که پاداش تحمل ریسک بازار را به درجه ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران مرتبط کردند. پس از آن‌ها، لوکاس (Lucas, 1978) و بریدن (Breeden, 1979) با معرفی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف (C-CAPM) نشان دادند که صرف ریسک مورد انتظار سهام با کوواریانس بین بازده سهام و مصرف تغییر می‌کند؛ ضریب این متغیر بیانگر ریسک‌گریزی نسبی است (Mehra & Prescott, 2003; Rodnia, 2016).

در چارچوب مدل C-CAPM، مهرا و پرسکات برای نخستین بار معمای صرف سهام را مطرح کردند (Prescott, 1985 & Mehra). مطالعه آن‌ها الگوی رشد نئوکلاسیک را با چالش‌هایی مواجه کرد و نشان داد که این الگوها اگرچه در تبیین داده‌های تجربی اقتصاد کلان و توضیح چرخه‌های تجاری موفق عمل می‌کنند، اما هنگام مواجهه با داده‌های مالی با محدودیت‌هایی روبه‌رو می‌شوند. در واقع، آن‌ها نشان دادند که صرف سهام مشاهده‌شده در داده‌های تجربی بسیار بزرگ‌تر از صرف ریسکی است که در مدل‌های استاندارد نئوکلاسیک اقتصاد مالی پیش‌بینی می‌شود؛ از این رو، معمای صرف سهام زمینه‌ای را برای اصلاح و توسعه مدل‌های استاندارد نئوکلاسیک فراهم کرده است.

تاکنون مطالعات مختلفی با رویکرد اصلاح مدل و ارائه راه‌حل‌هایی برای حل معمای صرف سهام انجام شده است. برخی از پژوهش‌ها با وارد کردن رکود اقتصادی به عنوان متغیر حالت به بررسی این معما پرداخته‌اند (Cochrane, 1999 & Campbell). برخی دیگر با وارد کردن عادات مصرفی، رویکرد اصلاح در ترجیحات را در پیش گرفته و معمای صرف سهام را ارزیابی کرده‌اند (Constantinides, 1990). همچنین اپستین و زین با تفکیک ضریب ریسک‌گریزی نسبی از نرخ ترجیح زمانی به دنبال ارائه توضیحی برای این معما بوده‌اند (Zin, 1991 & Epstein).

در ایران نیز پژوهش‌هایی در این زمینه انجام شده است. برای مثال، محمدزاده و همکاران و عرفانی و همکاران با ایجاد تغییراتی در مدل C-CAPM به بررسی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداخته‌اند (Mohammadzadeh et al., 2014; Erfani et al., 2017). با این حال، از جمله نقاط ضعف این مطالعات می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط میان بخش حقیقی و مالی اقتصاد و همچنین عدم توجه به نقش رفتار بانک مرکزی در شکل‌گیری معمای صرف سهام اشاره کرد.

در این راستا، مطالعه حاضر با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) متناسب با شرایط اقتصاد ایران تلاش می‌کند این کاستی‌ها را برطرف کند. به بیان دقیق‌تر، هدف این مدل بررسی معمای صرف سهام به شکلی واقع‌گرایانه‌تر است؛ زیرا نوسانات بازده دارایی‌ها و مصرف را در پاسخ به تکانه‌های واردشده به اقتصاد در چارچوب مدل مورد بررسی قرار می‌دهد[1].

چارچوب کلی این مقاله از ۵ بخش تشکیل شده است: در بخش اول مقدمه مطرح شد؛ ابتدای بخش دوم ادبیات نظری مطرح می‌شود، ادامه این بخش به بررسی ارتباط بین بخش حقیقی و مالی و سپس مطالعات تجربی اختصاص یافته است. بخش سوم به تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. بخش چهارم نتایج مدل تصریح شده، مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است و بخش نهایی به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- ادبیات نظری

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

در چارچوب مدل C-CAPM، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) برای نخستین‌بار با استفاده از مدل مصرف استاندارد نئوکلاسیک مبتنی بر بهینه‌سازی مصرف بین‌زمانی، معمای صرف سهام را مطرح کردند. آن‌ها با اصلاح مدل لوکاس (Lucas, 1978)، ترجیحات خانوار را در مسیر مصرف تصادفی به صورت زیر ارائه کردند:

[1] ایده‌ی اصلی این مدل از مطالعه‌ی کزاب (۲۰۱۴)، کزاب و مارشال (۲۰۱۵) و فخر حسینی (۱۳۹۵) و بیات (۱۳۹۵) گرفته شده است.

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

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 و تابع مطلوبیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت به صورت زیر می‌باشد:

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

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:

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

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

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

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

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[۲]:

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

رابطه (۶) بیان می کند که بازده مورد انتظار سهام برابر بازده دارایی بدون ریسک بعلاوه پاداش تحمل ریسک است و ریسک به کوواریانس بازده دارایی و مطلوبیت نهایی مصرف

[۲] برای مطالعه‌ی بیشتر به مطالعات مهرا و پرسکات (۲۰۰۳) و مهرا و پرسکات (۱۹۸۵) مراجعه شود.

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 می‌گردد:

$$\begin{aligned} \text{Ln E}(R_{e.t+1}) - \ln R_{f.t+1} &= \alpha\sigma_{x,z} \\ -\ln \xrightarrow{\sigma_{x,z}=\sigma_{x,Re} = \text{cov}(\ln x ,\ln R_e)} &\text{Ln E}(R_{e.t+1}) \\ \text{Re) x, ln (ln} = \alpha\ \text{cov} &R_{f.t+1} \end{aligned} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق، $E_t(Re.t+1) - Rf.t+1$ 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 ریسک‌گریزی بسیار بالا و خارج از محدوده ۲ تا ۱۰ غیرمعقول است؛ این موضوع همان معمای صرف سهام است (Aras, 2020).

از جمله نقاط ضعف مدل C-CAPM و مطالعات انجام‌شده در زمینه معمای صرف سهام در ایران (مانند Mohammadzadeh et al., 2014; Erfani et al., 2017) می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط میان بخش حقیقی و مالی اقتصاد و همچنین عدم توجه به رفتار بانک مرکزی در شکل‌گیری معمای صرف سهام اشاره کرد. دلیل این امر آن است که مدل C-CAPM تنها یک رابطه خطی میان بتای مصرف و مازاد بازدهی دارایی‌ها برقرار می‌کند و بسیاری از واقعیت‌های اقتصادی را در نظر نمی‌گیرد. به نظر می‌رسد همین محدودیت‌ها منجر به بروز معمای صرف سهام می‌شود؛ زیرا برای توضیح صرف سهام بالا، وجود سطح بسیار بالایی از ریسک‌گریزی لازم است. در این مطالعه تلاش می‌شود رفتار مقام پولی بعنوان سیاست‌گذار در مواجه با نوسانات قیمت سهام و همچنین نوسانات مصرف، دارایی‌های مالی و صرف سهام در پاسخ به تکانه‌های وارد شده (عرضه پول، فنآوری، درآمد نفتی و مخارج دولت) مورد بررسی قرار گیرد.

۱-۳ ارتباط بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد

همانطور که ذکر شد مطالعه‌ی حاضر به دنبال بررسی معمای صرف سهام در ایران ضمن برقراری ارتباط بین بخش مالی و حقیقی است. بسیاری از اقتصاددانان معتقدند بین بخش مالی و حقیقی اقتصاد ارتباط مستقیم و تنگاتنگی وجود دارد. از یک‌طرف نوسانات در قیمت دارایی‌ها از جمله سهام از کانال‌های ثروت خانوار، ارزش بازاری سهام بنگاه و Q توبین بر فعالیت‌های حقیقی در اقتصاد تأثیرمی‌گذارند و از طرف دیگر نوسانات شاخص کل قیمت سهام (بازار سهام) تحت‌تأثیر تکانه های متغیرهای اقتصاد کلان و تصمیمات سیاست‌گذار پولی قرار خواهد گرفت (Bayat, 2016)؛ در ادامه به بررسی بیشتر این ارتباطات پرداخته شده است:

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

- 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. با پذیرفتن وجود همبستگی بین تورم و قیمت‌های حقیقی سهام می‌توان اثر تورم بر بازدهی سهام و صرف سهام را در سطح ریسک‌گریزی بالای افراد توضیح داد؛ به اینصورت که افراد ریسک‌گریز از افزایش تورم گریزان هستند و به همین دلیل برای انجام سرمایه‌گذاری در سهام که با ریسک تورم بالایی همراه است، درخواست صرف سهام بیشتری می‌کنند که می‌تواند معمای صرف سهام را مطرح کند (Erfani, Abu Nouri, & Safari, 2017; Zainaldini, Karimi, & Khanzadi, 2018)

- تکانه‌های قیمت نفت

نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه‌ی آن متکی به قیمت نفت است تأثیرگذار می‌باشد و علاوه بر این بر بازده سهام تأثیر قابل توجهی دارد (Filis, 2011). 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 (Leiby &Jones, 2004)؛ به این صورت که نوسان قیمت نفت موجب افزایش ریسک و نااطمینانی شده و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد؛ در چنین شرایطی برای اینکه فرد

[3] Bjorland

سرمایه‌گذار، ریسک سرمایه‌گذاری در سهام را بپذیرد، باید صرف سهام بالایی دریافت کند. این صرف بالا می‌تواند نشانه‌ای از وجود معمای صرف سهام باشد (Zainaldini, Karimi, & Khanzadi, 2018).

- سیاست پولی

طی دهه گذشته، اکثر بانک‌های مرکزی به منظور کنترل عرضه پول ابتدا رویکرد هدف‌گذاری پولی را دنبال می‌کردند سپس به دلیل بی‌ثباتی تابع تقاضای پول، رویکرد آنها به هدف‌گذاری تورم تغییر یافت. بطور کلی سیاست‌های پولی بانک‌های مرکزی ازطریق کانال‌های قیمت دارایی و نرخ بهره بر بازار سهام و اقتصاد تأثیر می گذارد.

- کانال قیمت دارایی: تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی سهام از طریق اثر Q توبین و اثر ثروت قابل توجیه است. اثر Q توبین: با اعمال سیاست پولی انبساطی، نقدینگی افزایش می‌یابد و باعث افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی از جمله سهام شده و قیمت این دارایی را افزایش می‌دهد، در نهایت با افزایش Q توبین، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. از آنجایی‌که افزایش قیمت سهام، بازدهی بالایی را برای دارندگان این دارایی به ارمغان می‌آورد، در مجموع صرف سهام بالایی را تولید می‌کند که می‌تواند معرف وجود معمای صرف سهام باشد.

- اثر ثروت: افزایش حجم پول ناشی ازاعمال سیاست پولی انبساطی، قیمت انتظاری سهام را افزایش داده و در نهایت بدلیل افزایش ثروت، مصرف و تولید کل را زیاد می‌کند (Mishkin, 1996). از آنجایی‌که افزایش قیمت سهام، بازدهی بالا و در مجموع صرف سهام بالایی را برای سهامداران ریسک گریز ایجاد می‌کند این صرف می‌تواند از وجود معمای صرف سهام خبر بدهد.

- 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. از آنجایی‌که افزایش قیمت سهام، بازدهی و صرف سهام بالایی را برای سهامداران تولید می‌کند این صرف با در نظر گرفتن ریسک‌گریزی سهامداران از پیامدهای تصمیمات سیاست گذار پولی، از وجود معمای صرف سهام خبر می‌دهد (Martíne, 2015 ; Keshavarz Haddad, 2005 ; Ebrahimi, 2018).

بطور کلی نتایج تحقیقات در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین بازده بازار سهام و سیاست پولی انبساطی وجود دارد. اگر سازوکار انتقال سیاست پولی از طریق بازار سهام در اقتصاد وجود داشته باشد، دو مزیت عمده در اقتصاد به وجود

می‌آید. نخست آنکه نوسان در قیمت‌های سهام، مصرف و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این امر باعث رشد بهره‌وری بنگاه‌ها و رشد اقتصادی می‌گردد. دوم، از آنجا که بازارهای سهام مستعد به وجود آمدن حباب هستند، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند نوسان در قیمت‌های سهام را بررسی کنند و به منظور جلوگیری از آشفتگی در بازارهای مالی، از بین بردن شکاف بین فعالیت‌های بخش حقیقی و مالی و به منظور کاهش نوسانات شدید در قیمت سهام که منجر به مطرح شدن معمای صرف سهام می‌شود، در اقتصاد دخالت کنند (Keshavarz Haddad, 2005).

۲-۳ پیشینه پژوهش

۲-۳-۱ پیشینه‌های خارجی

کزاب و مارشال (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با وارد کردن هزینه‌های بنگاه در مدل نئوکینزین با ترجیحات ایپستین- زین درچارچوب مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) نشان دادند که صرف‌های بالای سهام و اوراق قرضه بدون تخمین توسط گشتاورهای اول و دوم با متغیرهای اقتصاد کلان به دست می‌آیند. همچنین درمطالعه‌ی آنها مشاهده شد که با در نظر گرفتن برآوردی کوچک برای شکاف تولید، ریسک بالای تورم را ایجاد می‌کند؛ درحالی‌که مدل نئوکینزین استاندارد فقط درصورت قرار دادن ضریب شکاف تولید بالا از قاعده تیلور می‌تواند ریسک تورم را ایجاد کند (Kaszab & Marsal, 2015).

فاسینی و همکاران (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 (Faccini, Chiourea, Konstantinidi, Skiadopoulos, & Sarantopoulou, 2018)

راپاچ و تان (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(Rapach, & Tan, 2019).

دونبار و آموکو (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای معتقدند که ریسک‌گریزی افراد نقش کلیدی را در توضیح رفتارهای آنها در دوره‌های مختلف اقتصادی به ویژه در دوران رکود اقتصادی ایفا می‌کند. همچنین به این موضوع اشاره می‌کنند که نرخ تورم یکی از مهم‌ترین عواملی است که می‌تواند برصرف سهام اثر بگذارد. از آنجایی‌که افزایش تورم، قدرت خرید عوامل در

اقتصاد را کاهش می‌یابد، ریسک گریزی آنها زیاد می‌شود بطوری که برای حفظ ارزش پول خود تصمیم به سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی می‌گیرند که همزمان با تورم، افزایش ارزش داشته و قدرت خرید آنها را طی زمان نه تنها حفظ کند بلکه افزایش نیز بدهد. حال از آنجایی که در شرایط تورمی نوسان در بازار سهام زیاد است، برای اینکه سرمایه‌گذار ترقیب به نگهداری سهام شود و ریسک تورم را بپذیرد، باید صرف سهام بیشتری بابت کاهش قدرت خریدش دریافت کند (Dunbar, & Amoako, 2021).

زارع جونقانی و همکاران (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 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(Zare Joneghani, Sahabi, Heydari, & Zolfaghari, 2023).

۲-۳-۲ پیشینه‌های داخلی

فخرحسینی (Fakhrhosseini, 2016) در مطالعه‌ای با عنوان مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه‌حلی برای معمای صرف سهام به بررسی این موضوع پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که پاسخ متغیرهای مصرف و دارایی بدون ریسک در مواجهه با شوک تکنولوژی، زمانی که ضریب ریسک‌گریزی نسبی مقادیر مختلفی را به خود می‌گیرد، افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، با افزایش مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی، متغیر مصرف واکنش کمتری نسبت به شوک تکنولوژی از خود نشان می‌دهد.

محمدزاده و همکاران (Mohammadzadeh et al., 2014) وجود معمای صرف سهام را در چارچوب مدل C-CAPM برای اقتصاد ایران و در بازه زمانی ۱۳۹۱–۱۳۶۸ بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که ضریب ریسک‌گریزی به‌دست‌آمده مقداری منفی دارد. آن‌ها با وارد کردن متغیر پس‌انداز در مدل C-CAPM، این مدل را تعدیل کرده و ضریب ریسک‌گریزی مثبت و در محدوده قابل قبول به دست آوردند.

عرفانی و همکاران (Erfani et al., 2017) نیز معمای صرف سهام در ایران را در چارچوب مدل گارچ دو متغیره و متغیر مجازی آشیانه‌ای فازی بررسی کردند. آن‌ها مقدار ضریب ریسک‌گریزی نسبی را با استفاده از مدل C-CAPM برابر با ۲٫۸۹- به دست آوردند

و با اشاره به این موضوع که در مدل C-CAPM ضریب ریسک‌گریزی ثابت در نظر گرفته می‌شود، از رویکرد فازی برای حل معمای صرف سهام استفاده کرده و مدل CCAPM-F را ارائه دادند. در مدل آن‌ها نشان داده شد که ریسک‌گریزی نسبی در دوره‌های رکود بازار سرمایه و اقتصاد افزایش و در دوره‌های رونق کاهش می‌یابد. همچنین با بررسی نوسانات مصرف در اقتصاد و نوسانات بازدهی در بازار سهام مشخص شد که تنها دو دوره رکود بازار سرمایه و اقتصاد می‌تواند معمای صرف سهام را با واقعیت‌های اقتصادی توضیح دهد.

به طور کلی، مطالعات مختلفی درباره معمای صرف سهام انجام شده است. برخی از این مطالعات با وارد کردن رکود اقتصادی به عنوان متغیر حالت به بررسی این معما پرداخته‌اند (Campbell & Cochrane, 1999). برخی دیگر با وارد کردن عادات مصرفی، رویکرد اصلاح در ترجیحات را در پیش گرفته و معمای صرف سهام را مورد ارزیابی قرار داده‌اند (Constantinides, 1990). همچنین اپستین و زین با تفکیک ضریب ریسک‌گریزی نسبی از نرخ ترجیح زمانی به دنبال ارائه توضیحی برای معمای صرف سهام بوده‌اند (Epstein & Zin, 1991).

در ایران نیز مطالعاتی توسط محمدزاده و همکاران (Mohammadzadeh et al., 2014) و عرفانی و همکاران (Erfani et al., 2017) انجام شده است. این پژوهش‌ها با اشاره به این موضوع که مدل C-CAPM تنها یک رابطه خطی میان بتای مصرف و مازاد بازدهی دارایی‌ها برقرار می‌کند و بسیاری از واقعیت‌های اقتصادی را در نظر نمی‌گیرد، تغییراتی در این مدل ایجاد کرده و به ارزیابی معمای صرف سهام در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. با این حال، از جمله نقاط ضعف این مطالعات می‌توان به نادیده گرفتن ارتباط میان بخش حقیقی و مالی اقتصاد و همچنین عدم توجه به رفتار بانک مرکزی در شکل‌گیری معمای صرف سهام اشاره کرد.

در این راستا، مطالعه حاضر با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) متناسب با شرایط اقتصاد ایران تلاش می‌کند این کاستی‌ها را برطرف کند. هدف این مدل بررسی معمای صرف سهام به شکلی واقع‌گرایانه‌تر است.

۳-۳- روش شناسی و معرفی الگوی پژوهش

۳-۱ مسئله خانوار

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

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t . M_t . L_t) \quad (۸)$$

$$(\mathrm{C_t}. M_t . \mathrm{L_t}) = \frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\gamma}{1-\sigma_m}(M_t)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi}{1+\sigma_l}(\mathrm{l_t})^{1+\sigma_l} \quad (۹)$$

مطابق رابطه (۹)؛ 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 مصرفیرا بیان می‌کند و می‌گوید مصرف‌کننده تا چه میزان تمایل دارد تا سطح مصرف خود را نسبت به مصرف سرانه دوره گذشته هموار کند. بدلیل وجود عادات، مقدار $C_t > C_{t-1}$ است. σ_c معکوس کشش جانشینی بین‌زمانی، σ_m معکوس کشش تقاضای حقیقی پول و σl معکوس کشش عرضه‌ی کار است. منابع درآمدی هرخانوار براساس ارزش حقیقی آنها بصورت نرخ اجاره سرمایه $r_t\ u_t k_{t-1}$ (r_t نرخ اجاره‌ی سرمایه، u_t نرخ استفاده از موجودی سرمایه و k_{t-1} موجودی سرمایه است که به بنگاه‌ها اجاره داده می‌شود تا در تولید استفاده شود)؛ دستمزد (W_t)، i_t^{bd} نرخ بازدهی دارایی بدون‌ریسک، $\mathrm{DV_{j.t}}$ سود پرداختی به هر سهم بنگاه واسطه‌ای و $\mathrm{P_{j.t}^s}$ ارزش اسمی جاری بازاری سهام است. به دارایی‌های سهام خانوار که از دوره قبل به دوره جاری منتقل می شود سودیمعادل Ω_{t-1}^j تعلق می‌گیرد:

$$\Omega_{t-1}^j = \sum_{j=1}^{\infty} (p_{j.t}^s + DV_{j.t}) A_{t-1}(j) \quad (۱۰)$$

قید بودجه بین‌دوره‌ای و حقیقی خانوار بصورت زیر است:

$$c_t + m_t + bd_t + i_t^p + \psi(u_t)k_{t-1} + \frac{1}{P_t}\sum_{j=1}^{\infty}\frac{P_{j.t}^s A_t(j)}{s_t} = (1 + i_{t-1}^{bd})\frac{bd_{t-1}}{1+\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} + r_t u_t k_{t-1} + \frac{1}{P_t}\Omega_{t-1}^j + \frac{W_t}{P_t}L_t - \frac{\mathrm{Ta_t}}{P_t} \quad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، مخارج خانوار نماینده بصورت مخارج مصرفی $\mathrm{c_t}$، مالیات مستقیم Ta_t و مخارج سرمایه‌گذاری $\mathrm{i_t^p}$ می‌باشد؛ خانوار می‌تواند منابع مازاد خود را در سهام $\mathrm{A_t}$ و سپرده‌های بانکی BD_t سرمایه‌گذاری کند. $\psi(\mathrm{u_t})\mathrm{k_{t-1}}$ هزینه‌ی تعدیل سرمایه است. در وضعیت باثبات فرض می‌شود نرخ استفاده از سرمایه یک است و هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌ای وجود ندارد. با توجه به سرمایه‌گذاری خانوار و وجود استهلاک در هر دوره، موجودی سرمایه بصورت زیر نوشته می‌شود:

$$k_t = (1-\delta)\,k_{t-1} + \left[1 - \varphi_k\left(\frac{i_t^p}{i_{t-1}^p}\right)\right] I_t^p \quad (۱۲)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک سرمایه و $\varphi_{\mathrm{k}}(\frac{\mathrm{i_t^p}}{\mathrm{i_{t-1}^p}})$ هزینه‌ی تعدیل سرمایه است که تغییر در موجودی سرمایه ناشی از تغییر مخارج سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. فرض کنید تقاضا برای سهام A در دوره‌ی t، تحت تأثیر شوک تصادفی $\mathrm{s_t}$ است. این شوک ناشی از حباب سفته‌بازی است و از فرآیند AR(1) پیروی می‌کند:

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (۱۳)$$

معادلات نهایی حاصل از بهینه‌یابی مسئله حداکثر کردن مطلوبیت خانوار بصورت زیر است:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\chi\, l_t^{\sigma_l}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}} \quad (۱۴)$$

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}-hC_t}{C_t-hC_{t-1}}\right)^{-\sigma_c} \frac{1+i_t^{bd}}{1+\pi_{t+1}} \right\} \quad (۱۵)$$

رابطه‌ی (۱۴) معادله‌ی عرضه نیروی‌کار (شرط درون زمانی مصرف-کار) است و رابطه‌ی (۱۵) همان معادله‌ی اولر مصرف است که تخصیص بهینه مصرف بین‌دوره‌ای خانوار را نشان می‌دهد، خانوار با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود این تخصیص را انجام می‌دهد. معادله‌ی قیمت‌گذاری سهام نیز بصورت زیر می‌باشند:

$$P_{j.t}^S = s_t \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}-hC_t}{C_t-hC_{t-1}}\right)^{-\sigma_c} \frac{P_t}{P_{t+1}} \left(P_{j.t+1}^S + DV_{j.t+1}\right) \right\} \quad (۱۶)$$

اگر $\gamma_{j.t}^{sc} = \frac{p_{j.t}^S}{P_t}$ بیانگر نسبت شاخص قیمت سهام j ام به شاخص قیمت مصرف‌کننده باشد می‌توان نوشت:

$$\gamma_{j.t}^{sc} = s_t \beta E_t \left\{ \frac{1+\pi_{t+1}}{\left(1+i_t^{bd}\right)} \left(\gamma_{j.t+1}^{sc} + dv_{j.t+1}\right) \right\} \quad (۱۷)$$

براساس رابطه فوق قیمت هرسهم بنگاه j ام با ارزش‌حال کلیه عایدات آتی آن سهم (شامل سود تقسیمی و ارزش اسمی جاری بازاری سهام) برابر است. معادلات (۱۸) و (۱۹) به ترتیب Q توبین و تقاضای تراز حقیقی پول می‌باشند:

$$q_t = \frac{E_t\left(1+\pi_{t+1}\right)}{1+i_t^{bd}} \left[r_{t+1}\, u_{t+1} - \psi(u_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta) \right] \quad (۱۸)$$

$$\frac{U_m}{U_C} = \frac{\gamma m_t^{-\sigma m}}{(C_t-hC_{t-1})^{-\sigma_c}} = \frac{i_t^{bd}}{1+i_t^{bd}} \quad (۱۹)$$

۳-۲ مسئله بنگاه

۳-۲-۱ بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند. این بنگاه کالاهای واسطه‌ای $Yj.t$ را به منظور تولید کالای نهاییYt خریداری می‌کند. تابع تولید این بنگاه بصورت زیر است:

$$\text{s.t: } Y_t = [\int_0^1 Y_{j.t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)} \quad (۲۰)$$

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:

$$Max\ \ P_t Y_t - \int_0^1 P_{j.t}\, Y_{j.t} d_j \rightarrow Max : P_t[\int_0^1 Y_{j.t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)} - P_{j.t}\int_0^1 Y_{j.t} d_j \quad (۲۱)$$

شرط مرتبه اول ناشی از حداکثرسازی سود بنگاه نهایی، بصورت زیر است ($Pj.t$ قیمت نهاده j ام است):

$$\frac{\partial}{\partial Y_{j.t}} = 0 \ \ \rightarrow Y_{j.t} = [\frac{P_{j.t}}{P_t}]^{-\theta} Y_t \quad (۲۲)$$

رابطه (۲۲) تابع تقاضا برای کالای واسطه است. باجایگذاری شرط مرتبه اول در تابع تولید بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، شاخص کل قیمت Pt یا شرط سود صفر تولیدکننده‌ی نهایی بصورت زیر حاصل می‌گردد:

$$P_t^{\theta} = [\int_0^1 [P_{j.t}^{\theta}]^{-\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{-\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۲۳)$$

۳-۲-۲ بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

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

$$\text{s.t: } Y_{j.t} = Z_t(U_t K_{j.t-1})^{\alpha}(L_{j.t})^{1-\alpha} \qquad (۲۴)$$

در رابطه‌ی (۲٤)، 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 $kj.t-1$ موجودی سرمایه‌ای است که بنگاه j ام در تولید استفاده می‌کند. در اینجا Z_t تکانه فنآوری می‌باشد که از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول بصورت زیر تبعیت می‌کند:

$$Z_t = \rho_z Z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad , \varepsilon_t^z \approx iid \quad N(0.\sigma_z^2) \qquad (۲۵)$$

در این مقاله برای تعدیل قیمت از روش کالوو[4](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 (ω - 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 چسبندگي 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)

$$Max \;\; E_t \sum_{i=0}^{\infty}(\omega)^i \Omega_{i\,.t+i}\left[\frac{P_{j.t+i}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - TC_{j.t+1}\right]$$
$$\xrightarrow{TC_{j.t+1}=Mc_{j.t+i}y_{j.t+i}} Max \;\; E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\,.t+i}\left[\frac{P_{j.t+i}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - Mc_{j.t+i}y_{j.t+i}\right] \qquad (۲۶)$$
$$\xrightarrow[\varphi_{j.t+i}= Mc_{j.t+i}]{P_{j.t+i}= P_{j.t+i-1}=\cdots=P_{j.t}} Max \;\; E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\,.t+i}\left[\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}} Y_{j.t+i} - \varphi_{j.t+i}Y_{j.t+i}\right]$$

[4] Calvo

$$\text{s.t:}\quad Y_{j.t+i} = [\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}}]^{-\theta} Y_{t+i} \tag{۲۷}$$

$$Max\ E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} [(\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}})^{1-\theta} Y_{t+i} - \varphi_{j.t+i} (\frac{P_{j.t}}{P_{t+i}})^{-\theta} Y_{t+i}] \tag{۲۸}$$

در رابطه‌ی فوق، $Y_{j.t+i}$ هرواحد تولیدات بنگاه واسطه‌اي؛ $P_{j.t+i}$ قیمت هرواحد تولیدات آن بنگاه و P_{t+i} قیمت‌کل است. φ_{t+k} هزینه نهايي 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:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial}{\partial P_{j.t}} &= E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} (\frac{1}{P_{t+i}})^{1-\theta} (1-\theta) P_{j.t}^{-\theta}\ Y_{t+i} \\
&\quad + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Omega_{i\ .t+i} \theta\ \varphi_{j.t+i} (\frac{1}{P_{t+i}})^{-\theta} (P_{j.t}\ )^{-\theta-1} Y_{t+i} \\
&= 0 \xrightarrow{\begin{cases} P_{j.t} = P_{jt}^* \\ \times P_t^{-\theta} = \frac{P_t^{1-\theta}}{P_t} \\ \div (P_{jt}^*)^{-\theta-1} \end{cases}} \frac{P_{jt}^*}{P_t} \\
&= \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\omega)^i \varphi_{j.t+i} (\frac{P_{t+i}}{P_t})^{\theta}\ {Y_{t+i}}^{1-\sigma_c}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\omega)^i\ \ (\frac{P_{t+i}}{P_t})^{\theta-1} {Y_{t+i}}^{1-\sigma_c}}
\end{aligned} \tag{۲۹}$$

رابطه (۲۹) منحنی فیلیپس کینزی جدید یا شرط بهینه‌یابی بنگاه انحصاری است. این شرط در دو حالت مورد بررسي قرار می‌گیرد. حالت اول بدون چسبندگی قیمت و حالت دوم قیمت‌ها را چسبنده در نظر می‌گیرد ($\omega \neq 0$) و شاخص قیمت بنگاه‌هاي تولیدکننده کالاي واسطه را بصورت زیر بیان می‌کند:

$$P_t = [\int_0^1 P_{Jt}\ d_j]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{۳۰}$$

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

$$P_t = [(1-\omega)(P_{jt}^*)^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۳۱)$$

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:

$$\pi_t = \text{ع}(\hat{x}_t) + \frac{\beta}{1+\beta} E_t\, \pi_{t+1} + \frac{1}{1+\beta}\, \pi_{t-1} \quad (۳۲)$$

۳-۲-۲-۱ مسئله‌ی حداقل‌سازی هزینه بنگاه

$$\begin{cases} \text{Min} : \dfrac{W_t}{P_t} L_{j.t} + r_t U_t K_{j.t-1} \\ \text{s.t}: \; Y_{j.t} = Z_t((U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{1-\alpha} \end{cases} \quad (۳۳)$$

$$\text{l} = w_t L_{j.t} + r_t U_t K_{j.t-1} + \varphi_{j.t}[Y_{j.t} - Z_{t(}(U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{1-\alpha}] \quad (۳۴)$$

شرط مرتبه اول مسئله حداقل‌سازی هزینه بنگاه بصورت زیر است:

FOC:

$$\frac{\partial l}{\partial L_{j.t}} = w_t - (1-\alpha)\varphi_{j.t} Z_t (U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{-\alpha} = 0 \rightarrow w_t = (1-\alpha)\varphi_{j.t} Z_t (U_t K_{j.t-1})^{\alpha} (L_{j.t})^{-\alpha} \quad (۳۵)$$

$$\frac{\partial l}{\partial K_{j.t-1}} = r_t U_t - \alpha \varphi_{j.t} U_t Z_t ((U_t K_{j.t-1})^{\alpha-1} (L_{j.t})^{1-\alpha} = 0 \rightarrow r_t = \alpha \varphi_{j.t} Z_t ((U_t K_{j.t-1})^{\alpha-1} (L_{j.t})^{1-\alpha} \quad (۳۶)$$

با فرض اینکه $\varphi_{j.t}$ ضریب لاگرانژ و هزینه نهایی اسمی بنگاه است؛ تقاضای‌کار و سرمایه‌ی بنگاه j ام بصورت زیر خواهد بود:

$$L_{j.t} = (1-\alpha) MC_{j.t} \frac{Y_{j.t}}{w_t} \quad (۳۷)$$

$$K_{j.t} = \alpha\, MC_{j.t} \frac{Y_{j.t}}{r_t} \quad (۳۸)$$

در نهایت هزینه نهایی بنگاه را بصورت $MC_{j.t} = \frac{1}{Z_t}[\frac{w_t}{1-\alpha}]^{1-\alpha}\,[\frac{r_t}{\alpha}]^{\alpha}$ می‌توان نوشت.

۳-۳ مسئله سیاست‌گذار مالي 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:

$$g_t = o_t + ta_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (۳۹)$$

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:

$$g_t = \rho_g\, g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad , \ \varepsilon_t^g \approx iid \quad N(0.\sigma_g^2) \quad (۴۰)$$

$$o_t = \rho_o o_{t-1} + \varepsilon_t^o \quad , \ \varepsilon_t^o \approx iid \quad N(0.\sigma_o^2)) \quad (۴۱)$$

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 (۴۳):

$$\frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_t}} = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} * \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{\dot{m}_t}{\dot{m}_{t-1}} \ddot{\pi}_t \quad \text{و} \quad \mu_t \qquad (۴۲)$$
$$= m_t - m_{t-1} + \pi_t$$

$\dot{m}_t = \frac{M_t}{P_t}$ 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.

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \left[\sigma_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \sigma_y(y_t - y_t^*)\right] + \xi_t^m \qquad (۴۳)$$

$$\xi_t^m = \rho_m \xi_{t-1}^m + \varepsilon_t^m \quad , \quad \varepsilon_t^m \approx iid \quad N(0.\sigma_m^2)$$

۴-۳ تعادل

اگر قید بودجه دولت و قید بودجه خانوارها با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالاها و خدمات به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_t + o_t = c_t + i_t^p + g_t + \psi(u_t)k_t \qquad (۴۴)$$

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

٤- حل و تحلیل نتایج مدل در اقتصاد ایران

۴-۱ داده های 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 و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شدند و پس از

لگاریتم‌گیری با فیلتر هودریک پرسکات روندزدایی شدند. معادلات حاصل از شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی، با روش اوهلیگ خطی شدند. جدول۱ و جدول۲ نسبت‌های مقداردهی شده ثابت مطابق داده‌های اقتصاد ایران و پارامترهای کالیبره شده در روابط خطی را نشان می‌دهند:

جدول۳. نسبت‌های مقداردهی شده ثابت مطابق داده‌های اقتصاد ایران

مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 1. Constant weighted ratios according to the data of Iran's economy

Source: Research calculations

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
$\bar{i}_t^{bd}$	نرخ بهره ثابت	۰٫۰۳
$\delta = \frac{\bar{ip}}{\bar{k}}$	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
$\frac{\bar{r}\,\bar{k}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات اجاره سرمایه به سود بنگاه واسطه	۳٫۹
$\frac{\bar{w}\,\bar{l}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات جبران خدمات کار خصوصی به سود بنگاه واسطه	۳٫۵

جدول۴. پارامترهای کالیبره شده

مأخذ: مطالعات قبلی و اطلاعات پیشین تحقیق

Tabel 2. Calebration

Source: Previous Researches and Previous Information of Research calculations

پارامتر	مقدار	توضیحات	منبع
σ_c	۱٫۶۵	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
h	۰٫۷۰	پارامتر عادات مصرفی	& Smets (2007) Wouters
σ_m	۲٫۲۴	عکس کشش تقاضای پول	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_l	۲٫۱۷	عکس کشش عرضه نیروی‌کار	توکلیان (۱۳۹۱)
β	۰٫۹۶	عامل تنزیل	توکلیان (۱۳۹۱)
ω	۰٫۵۰	درجه چسبندگی قیمت ها	توکلیان (۱۳۹۱)

فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)
دانشگاه شهید چمران اهواز

α	۰٫۴۲	سهم سرمایه در تولید	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_μ	۰٫۳۵	ضریب خودرگرسیون پولی در تابع عکس العمل بانک مرکزی	فراهانی و همکاران (۱۴۰۰)
δ_π	-۱٫۵۸	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل 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 سرمایه گذاری	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_s	۰٫۸۲	ضریی خودرگرسیون تکانه رشد شاخص سهام	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_z	۰٫۷۲	ضریب خود رگرسیون تکانه فنآوری	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_p	۰٫۵۶	ضریب خودرگرسیون مارک آپ	تقی پور (۱۳۹۳)
ρ_o	۰٫۲۶	ضریب خودرگرسیون تکانه درآمد نفتی	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_g	۰٫۱۶	ضریب خودرگرسیون تکانه مخارج دولت	بیات و همکاران (۱۳۹۵)
ρ_m	۰٫۵۷	ضریب خود رگرسیون عرضه پول	تقی پور (۱۳۹۳)
σ_o	۰٫۰۱	انحراف استاندارد تکانه درآمد نفتی	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
σ_g	۰٫۱۴	انحراف استاندارد تکانه مخارج دولت	یافته تحقیق
σ_m	۰٫۰۶	انحراف استاندارد تکانه عرضه پول	یافته تحقیق
σ_s	۰٫۱۱	انحراف استاندارد تکانه قیمت سهام	یافته تحقیق
σ_z	۰٫۰۴۵	انحراف استاندارد تکانه فنآوری	کاوند (۱۳۸۸)

٤-۲ نتایج مدل

مدل خطی شده با استفاده از نرم‌افزار متلب[5] و برنامه داینر[6] شبیه‌سازی شده و نتایج آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. جهت ارزیابی مدل از دو معیار استفاده می‌شود؛ اول) نزدیکی گشتاورهای متغیرهای تئوریک مدل که از کالیبراسیون به دست آمده و به صورت انحراف لگاریتمی از مقدار باثبات است با گشتاورهای متغیرهای دنیای واقعی که آنها نیز به صورت انحراف لگاریتمی از روند می‌باشد، دوم) انطباق توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در برابر تکانه‌های وارد شده به مدل با مباحث تئوریک و فرضیات مطالعه.

٤-۲-۱ بررسی گشتاورهای داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده

گشتاورهای مورد توجه عمدتاً شامل میانگین و انحراف معیار بخش سیکلی متغیرهای اصلی شبیه‌سازی شده مدل شامل تورم،سرمایه‌گذاری خصوصی، مصرف خصوصی و شاخص کل قیمت سهام است. جدول۵ به مقایسه‌ی گشتاورهای شبیه‌سازی مدل شده و گشتاورهای داده‌های واقعی پرداخته است؛ مطابق جدول۶، میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه

[5] Matlab
[6] Dynare

سازی شده مدل و نمونه واقعی نسبتاً شبیه هستند که توانایی نسبی مدل در پیش‌بینی نوسانات متغیرها را منعکس می‌کند.

جدول۷. مقایسه میانگین و انحراف معیار متغیرهای شبیه سازی شده و داده‌های واقعی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Tabel 3. Comparison of mean and standard deviation of simulated variables and real data
Source: Research calculations

عنوان	میانگین		نوسانات (انحراف استاندارد)	
	داده واقعی	مقدار شبیه سازی شده	داده واقعی	مقدار شبیه سازی شده
تورم	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۸۹	۰٫۰۲۲
سرمایه‌گذاری خصوصی	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۹۳	۰٫۰۴۲
مصرف خصوصی	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۰۳۱	۰٫۰۲۰
شاخص کل قیمت سهام	۰٫۰۰۰	۰٫۰۰۰	۰٫۲۰۷	۰٫۰۸۶

۴-۲-۲ تجزیه و تحلیل پاسخ‌های آنی

توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای مدل را در طول زمان وارد شدن تکانه‌ها به اندازه یک انحراف معیارها منعکس می‌کند. از آنجایی‌که متغیرهای مدل به صورت انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان می‌باشد، ارقام روی محور عمودی نمودارها ضربدر صد، درصد تغییرات متغیرهای درونزای مدل را در برابر هر تکانه نشان می‌دهد. در ادامه‌ی مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی معمای صرف سهام ایران، نوسانات مصرف و دارایی های مالی و صرف سهام در پاسخ به تکانه‌های وارد شده بر مدل در ۳ مقدار مختلف ضریب شکاف تولید مورد بررسی قرار گرفته است. دلیل اعمال مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید این است که تغییرات در نوسانات دارایی‌های مالی، صرف سهام و معمای صرف سهام در پاسخ به تصمیمات مختلف سیاست‌گذار پولی مورد بررسی قرار گیرد[۷].

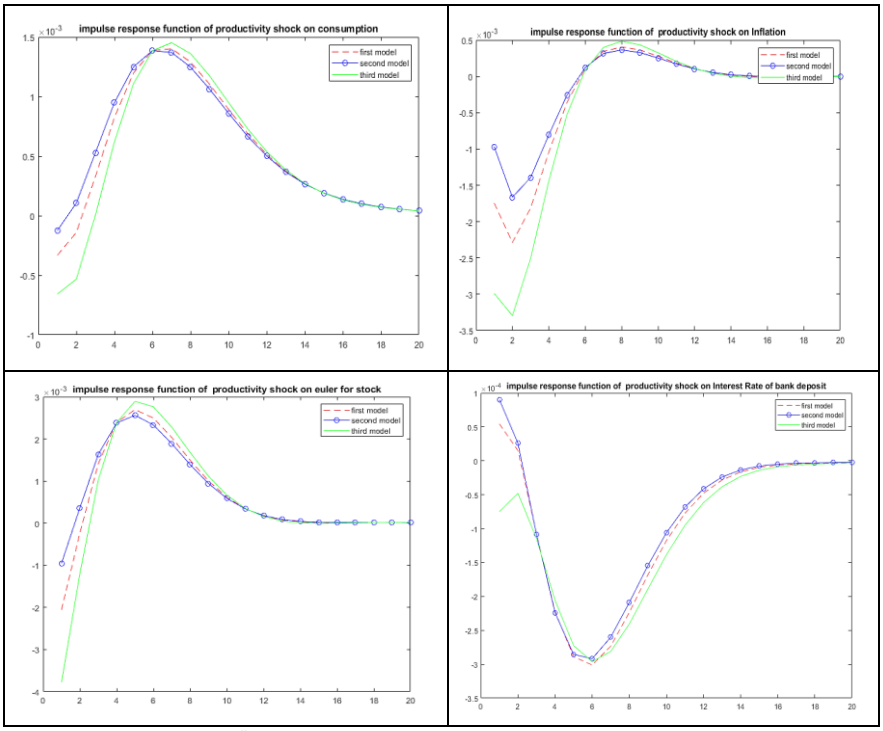
[۷] ایده‌ی در نظر گرفتن مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید از مطالعه‌ی کزاب (۲۰۱۴) و کزاب و مارشال (۲۰۱۵) و رودبوش سوانسون (۲۰۱۲) و فخر حسینی (۱۳۹۵) گرفته شده است. همچنین در این مقاله فرض شده است که خانوارها از دو پارامتر ضریب ریسک گریزی و عادات مصرفی اطلاعات کاملی دارند.

- **تکانه فنآوری**

در اثر وارد شدن تکانه مثبت فناوری به اندازه یک انحراف معیار، سود بنگاه واسطه‌ای و تولید افزایش می‌یابد (Motavaseli et al., 2010). افزایش تولید، تقاضا برای نیروی کار و سرمایه را افزایش داده و در نتیجه موجب افزایش دستمزد می‌شود. این تکانه همچنین تورم را کاهش می‌دهد؛ در حالی که نوسانات تورم در مقادیر پایین‌تر ضریب شکاف تولید $\delta_y = -3$ بیشتر است (Bahraminia et al., 2017; Motavaseli et al., 2010).

همچنین لازم به ذکر است که تقاضای پول و نرخ رشد پول نیز روندی مشابه تورم دارند.

در واکنش به این تکانه، مصرف بصورت آنی کاهش می‌یابد. در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر، نوسانات مصرف کمتر است که می‌تواند ناشی از وجود عادات مصرفی نیز باشد. در تمامی مقادیر ضریب شکاف تولید، شاخص حقیقی قیمت سهام بصورت آنی تحت تأثیر منفی از این تکانه قرار گرفته؛ در حالی‌که نرخ بهره دارایی بدون ریسک در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر بازدهی مثبت و در پایین‌ترین مقدار ضریب شکاف تولید، بازدهی منفی را به ارمغان می‌آورد. با در نظر گرفتن اینکه صرف سهام از اختلاف بازدهی شاخص قیمت سهام و بازدهی دارایی بدون ریسک حاصل می شود می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت و در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر، صرف منفی بالاتری نسبت به ضریب شکاف تولید بالاتر حاصل می‌شود؛ این در حالیست که در میان‌مدت و بلندمدت (از دوره ۳ تا رسیدن به وضعیت باثبات متغیرها) در تمامی مقادیر ضرایب شکاف تولید، صرف سهام مثبت حاصل می‌گردد و این در حالی است که کواریانس بین مصرف و بازده سهام نیز مثبت است (کواریانس مثبت بین مصرف و بازده سهام حاکی از این موضوع دارد که افراد در صورتی حاضر هستند در سهام سرمایه‌گذاری کنند و سهام خود را نگهداری کنند که صرف سهام بالایی را دریافت کنند). بطورکلی می‌توان گفت که اعمال ضریب شکاف تولید بالاتر توسط سیاست‌گذار پولی، نوسانات مصرف افراد را هموارتر و ریسک‌گریزیشان را بیشتر می‌کند؛ بطوری که نتیجه‌ای مطابق یافته مدل C-CAPM سنتی را ارائه می‌دهد. این مدل بیان می‌کرد صرف سهام بالا در شرایطی که ریسک‌گریزی افراد بالا است و آنها به دنبال هموارکردن مصرف خود هستند حاصل می‌گردد که می‌تواند معمای صرف سهام را مطرح کند. پس تکانه فنآوری در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر در میان‌مدت و بلندمدت می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.



نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل در برابر تکانه فنآوری در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 1. The response functions of the simulated variables of the model to the technology shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

Source: Research calculations

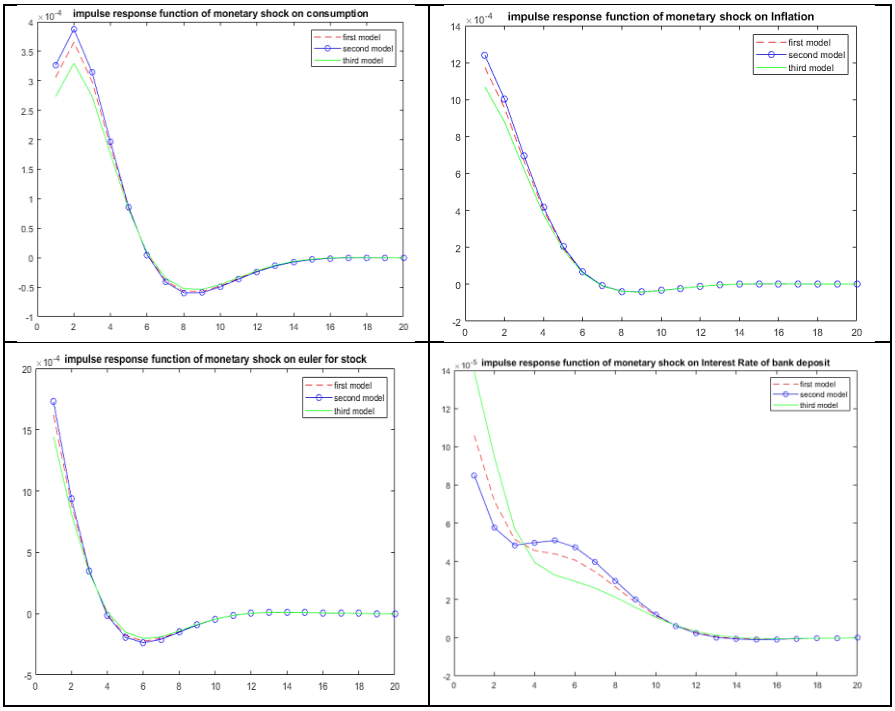
- **تکانه عرضه‌ی پول**

در اثر تکانه‌ای که به اندازه یک انحراف معیار به عرضه پول وارد می‌شود، اگرچه نرخ بهره در ابتدا به صورت آنی افزایش می‌یابد، اما اثر نهایی این تکانه کاهش نرخ بهره است. افزایش نقدینگی ناشی از این تکانه، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و موجودی سرمایه را افزایش می‌دهد و در نتیجه موجب افزایش سود بنگاه واسطه‌ای و رشد شاخص حقیقی قیمت سهام می‌شود. این تکانه همچنین تولید، تقاضا برای نیروی کار، دستمزد، هزینه نهایی و تورم را

افزایش می‌دهد (Gholizadeh Kamyab, 2010; Jafari Samimi et al., 2007; Bahraminia et al., 2018). نتایج حاصل با مطالعات تجربی سازگار بوده و نشان می‌دهد که افزایش عرضه پول منجر به افزایش تورم می‌شود.

این تکانه از دو مسیر قیمت سهام را افزایش می‌دهد. از یک سو، افزایش حجم نقدینگی ناشی از اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق کانال سرمایه‌گذاری (Q توبین) تقاضا برای سرمایه‌گذاری در سهام را افزایش داده و موجب افزایش قیمت این دارایی می‌شود. افزایش قیمت سهام نیز بازدهی این دارایی را برای سهامداران افزایش داده و در نهایت صرف سهام بالاتری ایجاد می‌کند. از سوی دیگر، اعمال سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره، تقاضا برای سهام و در نتیجه قیمت این دارایی را افزایش می‌دهد که در نهایت منجر به ایجاد صرف سهام بالاتر خواهد شد

جدول۸ نشان می‌دهد که تکانه عرضه پول در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر($\delta_y = -3$) باعث نوسان نسبتاً کمتری در مصرف (بدلیل ریسک‌گریزی بالاتر) و نوسان بیشتری در نرخ دارایی بدون ریسک می‌شود، این درحالی اتفاق می‌افتد که در ضریب شکاف تولید بالاتر ($\delta_y = -1$)، صرف سهام بالاتری را در کوتاه‌مدت نسبت به ضریب شکاف تولید پایین‌تر به ارمغان می‌آورد (در تمامی مقادیر ضریب شکاف تولید، کواریانس مثبتی بین مصرف و بازده سهام وجود دارد که می تواند صرف سهام مشاهده شده را توجیه کند)؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تکانه عرضه پول در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر، در کوتاه‌مدت با تولید صرف سهام مثبت و با وجود کواریانس مثبت بین مصرف و بازده سهام، نتیجه‌ای مطابق یافته‌ی مدل C-CAPM ارائه می‌دهد که می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد. (یافته‌ی مدل C-CAPM: معمای صرف سهام زمانی مطرح می‌شود که صرف سهام بالا ناشی از ریسک‌گریزی بالای افراد بوده بطوری‌که آنها به دنبال هموارکردن مصرف خود می‌باشند).



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل در برابر تکانه عرضه پول در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 2. The response functions of the simulated variables of the model to the Money supply shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

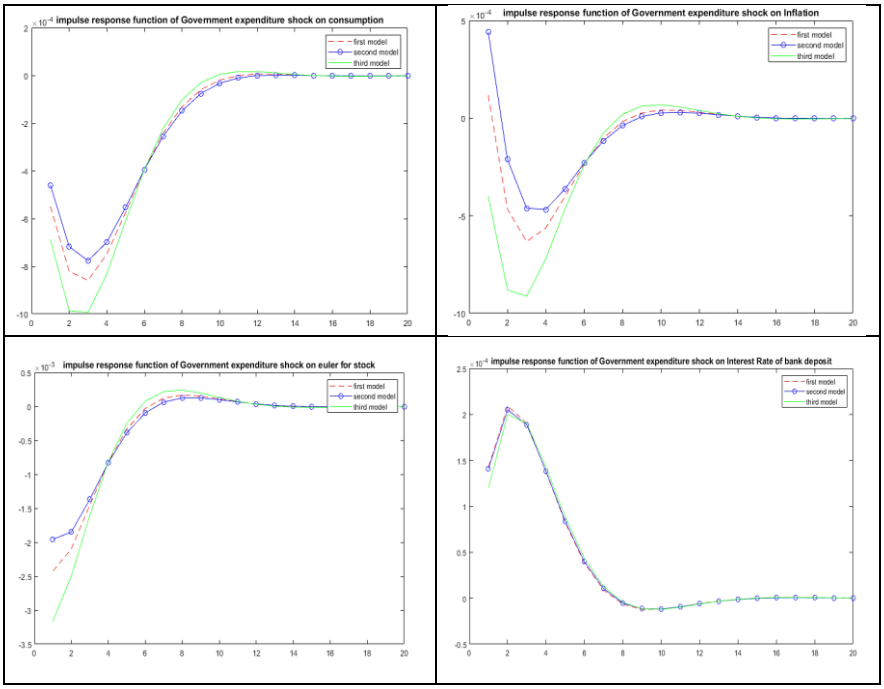
Source: Research calculations

- تکانه مخارج دولت

با وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار بر مخارج دولت، تورم در مقادیر بالاتر ضریب شکاف تولید افزایش و در مقادیر پایین‌تر آن کاهش می‌یابد. با این حال، اثر نهایی این تکانه تا رسیدن اقتصاد به وضعیت باثبات، افزایش تورم است؛ زیرا مخارج دولت به عنوان یکی از اجزای مهم تقاضای کل، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این شوک همچنین منجر به افزایش تولید غیرنفتی می‌شود، اما اثر آن پس از چند دوره از بین رفته و تولید به سطح باثبات خود بازمی‌گردد. شوک مثبت

مخارج دولت از طریق تحریک تقاضای کل می‌تواند اشتغال را افزایش دهد، در حالی که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد و به نظر می‌رسد نوعی جانشینی بین این دو رخ می‌دهد (Manzoor & Taghipour, 2015; Sojodi Korabaslu et al., 2021).

این تکانه، شاخص حقیقي قیمت سهام را از طریق کانال اثر سرمایه‌گذاري و کاهش Qنهایي، کاهش می‌دهد بطوري که تا ۸ دوره صرف سهام منفی تولید می‌شود اما از دوره‌ی ۸ (میان‌مدت) تا رسیدن به نقطه باثبات، مخصوصاً در مقدار ضریب شکاف تولید پایین‌تر، صرف سهام مثبت کوچکی را تولید می‌کند. اگرچه در این‌حالت صرف سهام مثبت تولید می‌شود و کواریانس مثبت بین مصرف و بازده سهام نیز می‌تواند این صرف مثبت را توجیه کند اما بدلیل اینکه نوسانات مصرف بالاتر است، نتیجه‌ای مخالف یافته‌ی C-CAPM حاصل می‌شود که قادر نیست معماي صرف سهام در ایران را توضیح دهد.



نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل دربرابر تکانه مخارج دولت در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. The response functions of the simulated variables of the model to the Government expenditure shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\boldsymbol{\delta_y = -1.70}$; model (2): $\boldsymbol{\delta_y = -1}$ and model (3): $\boldsymbol{\delta_y = -3}$)

Source: Research calculations

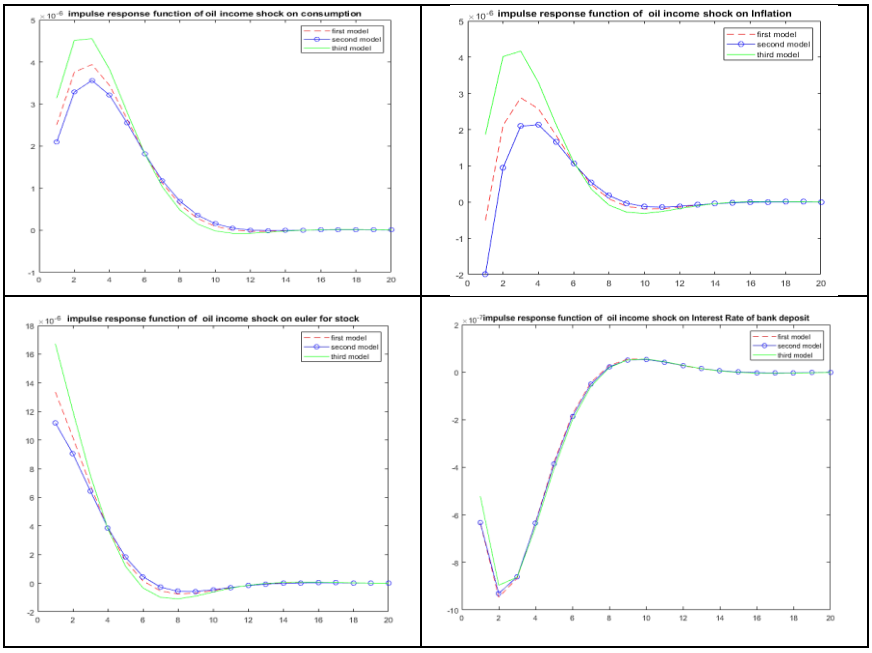
- **تکانه درآمد نفتی**

در مواجهه با تکانه مثبت درآمد نفتی، تورم در مقادیر پایین‌تر ضریب شکاف تولید افزایش و در مقادیر بالاتر آن کاهش می‌یابد. با این حال، شواهد تجربی نشان می‌دهد که پاسخ تورم به شوک درآمد نفتی در مجموع مثبت است (Ahmadi et al., 2025). این تکانه در کوتاه‌مدت موجب کاهش تولید غیرنفتی می‌شود؛ زیرا کاهش تولید، تقاضا برای نیروی کار، دستمزد واقعی و هزینه نهایی را کاهش می‌دهد. در مقابل، مصرف و تقاضای پول افزایش می‌یابد و نرخ بهره دارایی بدون ریسک کاهش پیدا می‌کند. دلیل این امر آن است که شوک قیمت نفت موجب افزایش درآمدهای ارزی دولت می‌شود و در نتیجه دولت بانک مرکزی را

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

ملزم به تأمین منابع ریالی بودجه می‌کند؛ بنابراین با افزایش حجم پول و مخارج دولت، نرخ بهره دارایی بدون ریسک کاهش می‌یابد.

در ادامه، این شوک از طریق افزایش تولید کل اقتصاد می‌تواند منجر به کاهش تورم و حجم پول شود. همچنین تکانه درآمد نفتی با تأثیرگذاری بر تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی، موجب افزایش انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و شاخص قیمت سهام را افزایش می‌دهد. در نتیجه، با افزایش بازدهی سهام، صرف سهام مثبت در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ایجاد می‌شود. در این میان، کوواریانس مثبت میان مصرف و بازده سهام نیز می‌تواند توضیح‌دهنده این صرف سهام مثبت باشد. اگرچه در ضریب شکاف تولید بالاتر ($\delta_y = -1$)، صرف سهام مثبت کمتری نسبت به ضریب شکاف تولید پایین‌تر ($\delta_y = -3$) تولید می‌شود؛ اما از آنجایی‌که نوسانات مصرف کمتر و ریسک‌گریزی بالاتر در ضریب شکاف تولید بالاتر مشاهده می‌گردد، این نتیجه مطابق یافته مدل C-CAPM بوده که می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را در کوتاه‌مدت و میان‌مدت توضیح دهد.



نمودار ۴. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل دربرابر تکانه درآمد نفتی در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\delta_y = -1.70$ ؛ مدل (۲): $\delta_y = -1$ و مدل (۳): $\delta_y = -3$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 4. The response functions of the simulated variables of the model to the Oil income shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

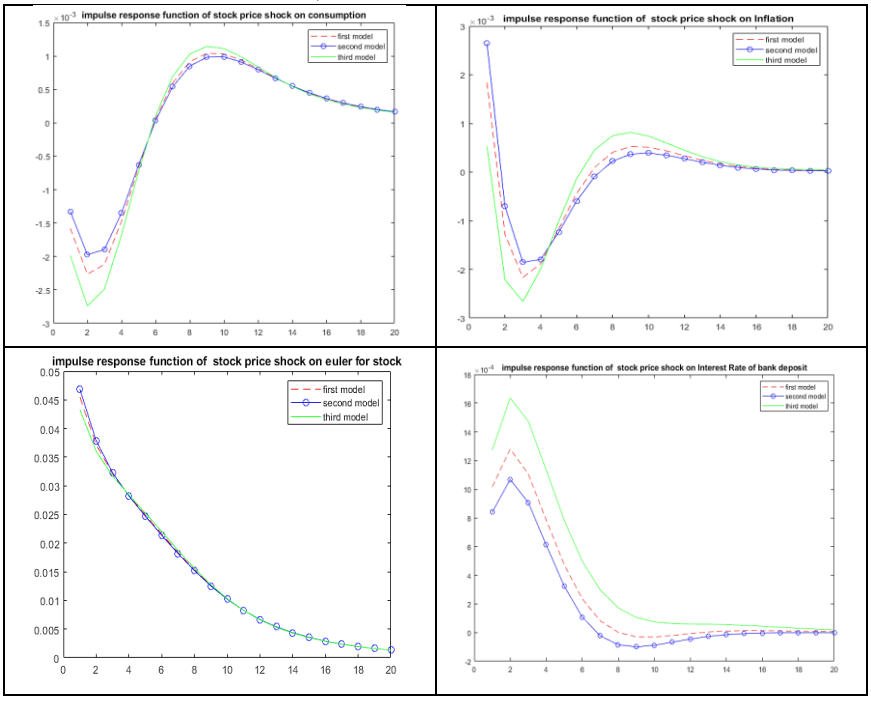
Source: Research calculations

- تکانه قیمت سهام

اگر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به شاخص کل قیمت سهام وارد شود، سود بنگاه واسطه‌ای، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید افزایش می‌یابد. اگرچه این تکانه در ابتدا موجب کاهش مصرف می‌شود، اما اثر نهایی آن افزایش مصرف است. این تکانه پس از افزایش آنی در تورم، در کوتاه‌مدت (تا حدود چهار دوره) اثر منفی بر تورم، تقاضا برای پول و رشد حجم پول دارد (Bayat et al., 2015). با این حال، پس از گذشت چهار دوره، تورم روندی افزایشی پیدا می‌کند و به دنبال افزایش تورم، تقاضا برای پول و حجم پول نیز افزایش می‌یابد.

این تکانه در میان‌مدت و بلندمدت تا رسیدن به وضعیت تعادل باثبات در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر($\delta_y = -1$)، بازدهی سهام بالاتری را نسبت به بازدهی دارایی بدون

ریسک به ارمغان می‌آورد که صرف سهام مثبتی را ایجاد می‌کند. صرف حاصل شده با نوسانات کمتر مصرف و ریسک گریزی بالاتر افراد همراه بوده است بنابراین با یافته‌ی مدل C-CAPM مغایرتی نداشته و می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد.



نمودار ۵. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل دربرابر تکانه قیمت سهام در مقادیر مختلف ضریب شکاف تولید (مدل(۱): $\boldsymbol{\delta_y = -1.70}$ ؛ مدل (۲): $\boldsymbol{\delta_y = -1}$ و مدل (۳): $\boldsymbol{\delta_y = -3}$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 5. The response functions of the simulated variables of the model to the Stock price shock in different values of the production gap coefficient (model (1): $\delta_y = -1.70$; model (2): $\delta_y = -1$ and model (3): $\delta_y = -3$)

Source: Research calculations

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؛ نتایج نشان داد که تکانه‌های مثبت فنآوری، درآمد نفتی و قیمت سهام در مقدار ضریب شکاف تولید بالاتر($\delta_y = -1$)، نوسانات کمتری را در مصرف نسبت به دارایی بدون

ریسک نشان می‌دهند (نوسان کمتر مصرف ناشی از ریسک‌گریز بودن بالای افراد و وجود عادات مصرفی است)؛ مطابق نتایج در مقدار ضریب شکاف تولید بالا، تکانه‌های مثبت فنآوری و قیمت سهام در میان‌مدت و بلندمدت، تکانه مثبت درآمد نفتی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و تکانه مثبت عرضه پول در کوتاه‌مدت با ایجاد بازدهی سهام بالاتر از دارایی بدون ریسک، صرف سهام مثبتی را تولید می‌کنند که می‌تواند معمای صرف سهام در ایران را توضیح بدهد؛ این نتایج با یافته‌ی مدل C-CAPM مهرا و پرسکات سازگار می‌باشد. تئوری بیان می‌کند که صرف سهام مثبت تولید شده با ریسک‌گریزی بالای سرمایه‌گذاران قابل توجیه است، چراکه سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز از نوسان مصرف گریزان بوده و تمایل به هموارسازی مصرف خود با نوسان بالاتر در عرضه نیروی‌کار و یا نرخ دارایی بدون ریسک می‌باشند. لازم به ذکر است تکانه مثبت مخارج دولت بدلیل ایجاد صرف سهام منفی، قادر به توضیح معمای صرف سهام نبود.

مطالعه‌ی حاضر با ۲ توصیه سیاستی همراه است: ۱- توجه به پارامترهای ساختاری همچون عادات مصرفی و ریسک‌گریزی است زیرا خانوارها از مقدار این پارامترها اطلاعات بهتری دارند، عدم توجه سیاست‌گذاران به این پارامترها ممکن است اثر سوعی بر اهداف سیاستی آنها 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 بطوری‌که رفتارهای مخاطره آمیزی را در پیش بگیرند؛ 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.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Ahmadi, L., Emami, K., Torabi, T., & Farzinvash, A. (2025). Comparative comparison of the effect of oil shock on macroeconomic variables in

Iran and GCC countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 1–38. (in Persian).

Amiri, H., Porjavan, A., & Zahedi, M. (2025). Gold, foreign exchange and Bitcoin as hedge or safe haven for stocks: Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE) using Smooth Transition Regression (STR) models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 21(4), 220–272. (in Persian).

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).

Bayat, M. (2016). *Monetary policy and total stock price index in the framework of a DSGE model*. PhD Thesis, Faculty of Social Sciences and Economics, Al-Zahra University. (in Persian).

Bahraminia, I., Abolhasani, A., & Ebrahimi, I. (2017). Neo-Keynesian stochastic dynamic general equilibrium model for Iran's economy considering the housing sector. *Economic Policy Journal*, 10(20), 71–102. (in Persian).

Campbell, J. Y., & 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.

Campbell, J. Y. (1996). Asset pricing at the millennium. *Journal of Finance*, 55, 1515–1567.

Dunbar, K., & Owusu-Amoako, J. (2021). The impact of hedging on risk-averse agents' output decisions. *Economic Modelling*, 104, 105638.

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, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University. (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).

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 20, 152–164.

Fakhrhosseini, F. (2015). A model of real business cycles with habit formation: A solution to the equity premium 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).

Faccini, R., Konstantinidi, E., Skiadopoulos, G., & Sarantopoulou-Chiourea, S. (2018). A new predictor of U.S. real economic activity: The S&P 500 option-implied risk aversion. *Management Science*, 65(10), 1–60.

Guderzi Farahani, Y., Arabi, H., & Adeli, A. (2021). Modeling the role of banking risks in the performance of the banking system and macroeconomic variables with the DSGE approach. *Econometric Modeling Journal*, 6(22), 151–181. (in Persian).

Jones, D. W., Leiby, P. N., & Paik, I. K. (2004). Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996. *The Energy Journal*, 25(2), 1–32.

Kavand, H. (2008). *Explaining the effects of oil revenues and monetary policies in the form of a real business cycle model for Iran's economy*. PhD Thesis, University of Tehran, Faculty of Economics. (in Persian).

Kaszab, L. (2014). *Fiscal policy at the zero lower bound and in macro-finance models at normal times*. PhD Thesis, Cardiff University.

Kaszab, L., & Marsal, A. (2015). Explaining bond and equity premium puzzles jointly in a DSGE model. *MNB Working Papers*, No. 1.

Keshavarz Haddad, G., & Esfahani, M. (2014). The equity premium puzzle in Tehran Stock Exchange in the framework of random dominance tests. *Iran Economic Research Journal*, 18(56), 1–40. (in Persian).

Menna, L., & Tirelli, P. (2014). The equity premium in a DSGE model with limited asset market participation. University of Milan-Bicocca Working Paper No. 286.

Mohammadzadeh, A., Shahiki Tash, M. N., & Roshan, R. (2014). Investigating the equity premium puzzle in the Iranian economy using the GMM estimation method in the S-CCAPM model. *Journal of Financial Science and Securities Analysis*, 9(32), 15–34. (in Persian).

Mehra, R., & Prescott, E. C. (2003). The equity premium in retrospect. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*. North-Holland.

Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Kamijani, A. (2010). Designing a new Keynesian DSGE model for Iran's economy as an oil-exporting country. *Economic Research Quarterly*, 10(4), 5–29. (in Persian).

Martha, L. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy. *Ensayos Sobre Política Económica*, 14–78.

Pratt, J. W. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32(1–2), 122–136.

Rapach, D., & Tan, F. (2019). Bayesian estimation of macro-finance DSGE models with stochastic volatility. SSRN Working Paper 3469356.

Rudebusch, G., & Swanson, E. (2012). The bond premium in a DSGE model with long-run real and nominal risks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 105–143.

Rodnia, M. (2016). *Asset pricing model based on return utility functions: A case study of Iran's capital market*. Doctoral thesis, University of Sistan and Baluchestan. (in Persian).

Sojodi Korabaslu, A., Dai Karimzadeh, S., & Sharifi Renani, H. (2021). Analysis of the shock response of government consumption expenditure impulses on macroeconomic variables (case study: oil and non-oil developing countries). *Journal of Economic Policy Research*, 29, 283–311. (in Persian).

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.

Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior toward risk. *Review of Economic Studies*, 25(2), 65–86.

Taghipour, A. (2013). *Setting up the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for Iran's economy in order to make policies and predict business cycles*. (in Persian).

Tavaklian, H. (2012). Investigating the New Keynesian Phillips curve in the framework of a stochastic dynamic general equilibrium model for Iran. *Journal of Economic Research*, 47(3), 1–22. (in Persian).

Uhlig, H. (1999). A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily. In *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Oxford University Press.

Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy*. MIT Press.

Zare Joneghani, S., Sahabi, B., Heydari, H., & Zolfaghari, M. (2023). Does the equity premium puzzle exist in Iran? *Iranian Economic Review*.

Zainaldini, Sh., Karimi, M. S., & Khanzadi, A. (2018). Investigating the effect of oil price shocks on the performance of the Iranian stock market. *Financial Economics Quarterly*, 14(50), 145–161. (in Persian).