

تحلیل آثار شوک‌های پولی و مخارج مالی دولت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی^۱

داود منظور^۱، انوشیروان تقی‌پور^{۲*}

۱. دانشیار دانشگاه امام صادق (ع)، manzoor@isu.ac.ir

۲. معاون امور اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه، arya216@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۰۴

چکیده

هدف این مقاله بررسی آثار شوک‌های پولی و بودجه‌ی دولت و درآمدهای نفتی بر برخی متغیرهای بخش حقیقی و اسمی اقتصاد در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی از نوع مدل کینری جدید است که در آن سیاست‌گذاری پولی با رویکردهای قاعده و صلاح‌دیدی لحاظ شده است. نتایج شبیه‌سازی مدل حاکی از آن است که شوک‌های پولی نقش مهمی در ایجاد تورم داشته است، ولی میزان اثرگذاری شوک پولی بر متغیرها در سیاست‌گذاری به روش قاعده و صلاح‌دیدی تا حدودی متفاوت است. شوک‌های مالی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد را تحریک می‌کنند، ولی نکته قابل آن است که بودجه‌ی عمرانی دولت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به صورت آنی افزایش نداده است، ولی با وقفه‌ی سرمایه‌گذاری خصوصی تحریک می‌شود که این امر ممکن است به دلایل مختلفی نظیر طولانی بودن اجرای پروژه‌های عمرانی و کم‌دقتی در انتخاب پروژه‌ها اتفاق بیافتد. شوک‌های نفتی به دلیل وابستگی ساختار اقتصادی کشور به درآمدهای ارزی حاصل از نفت کلیه متغیرها در نتیجه این شوک متأثر می‌شوند. جزئیات میزان اثرگذاری هر کدام از شوک در متن مقاله ارایه شده است.

طبقه‌بندی JEL: E12, H50, E62, E32

واژه‌های کلیدی: تعادل عمومی پویای تصادفی، شوک درآمدهای نفتی، مخارج عمرانی و جاری دولت، سیاست‌گذاری پولی قاعده و صلاح‌دیدی

* نویسنده‌ی مسئول، ۰۹۱۲۸۱۵۳۴۹۵

۱. این مطالعه چکیده بخشی از مطالعه‌ای است که توسط نویسندگان برای مؤسسه‌ی عالی آموزش و پژوهش در برنامه‌ریزی و مدیریت انجام شده است. نویسندگان مقاله از آقایان دکتر جلالی نائینی به عنوان ناظر علمی مطالعه و همچنین دکتر حمید کردیچه، دکتر حسین توکلیان و خانم دکتر ایلناز ابراهیمی به دلیل همکاری در مطالعه‌ی مذکور قدردانی می‌کنند.

۱- مقدمه

هدف این مقاله آن است که آثار شوک‌های پولی، مالی و نفتی برای اقتصاد ایران در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) را براساس دو رویکرد سیاست گذاری پولی مبتنی بر قاعده و صلاح‌دیدگی مورد بررسی قرار دهد و مکانیزم‌های اثرگذاری این شوک‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی را در دو روش مختلف سیاست‌گذاری پولی بررسی کند. بسیاری از مطالعات انجام شده‌ی قبلی برای اقتصاد ایران نظیر متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)، کاوند (۱۳۸۹)، فخر حسینی و دیگران (۱۳۹۰)، بهرامی و قریشی (۱۳۹۰) و تقی پور و منظور (۱۳۹۴)، برای تحلیل آثار سیاست پولی از روش قاعده استفاده کرده‌اند، ولی از آنجایی که در اقتصاد ایران به دلیل وابستگی بخش پولی به مالی، سیاست گذاری پولی بیش‌تر با روش صلاح‌دیدگی سازگار است، لذا در این مقاله برای پر کردن این خلاء، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تنظیم می‌شود که در بخش سیاست‌گذاری پولی از روش صلاح‌دیدگی در کنار روش قاعده استفاده شود.

ساختار این مقاله به شرح زیر است: ابتدا به‌طور خلاصه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مناسب برای اقتصاد ایران با توجه به ساختارهای اقتصاد کشور تصریح می‌شود و سپس پارامترهای سیستم معادلات خطی شده با استفاده از روش بی‌زین برآورد و بر اساس نتایج حاصل از شبیه‌سازی، تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی و مالی انجام می‌شود.

۲- استخراج معادلات مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

خانوارها

در اقتصاد، خانوارها مالک نیروی کار و سرمایه هستند و هدفشان آن است که تابع مطلوبیت مورد انتظار طی دوره‌ی زندگی را با توجه به قید بودجه‌ی خود حداکثر کنند. خانوار نماینده در اقتصاد که با اندیس i نشان داده می‌شود از مصرف کالاها و نگهداری مانده‌های حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و با ارایه کار بیشتر از مطلوبیت آن کاسته می‌شود، زیرا فراغت وی کاهش می‌یابد. شکل تابع مطلوبیت خانوار به شرح معادله (۱) است.

$$u_t^i = \varepsilon_t^\beta \left[\frac{1}{1-\delta_c} (C_t^i - hC_{t-1}^i)^{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^l}{1+\sigma_l} (L_t^i)^{1+\sigma_l} + \frac{\varepsilon_t^m}{1-\sigma_m} \left(\frac{M_t^i}{p_t} \right)^{1-\sigma_m} \right] \quad (1)$$

در تابع فوق، C_t^i مصرف کل خانوار، $\left(\frac{M_t^i}{p_t} \right)$ مانده‌ی حقیقی پول، (L_t^i) ساعات

کار عرضه شده، β عامل تنزل زمانی، σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بیان می‌کند که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد. σ_l بیانگر عکس کشش عرضه‌ی نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_m عکس کشش مانده‌ی حقیقی پول $(m_t = \frac{M_t}{P_t})$ نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد. معادله‌ی فوق شامل سه شوک تقاضای پول (ε_t^M)، رجحان مصرف‌کننده (ε_t^β) و عرضه‌ی نیروی کار ε_t^l می‌باشد.

در معادله (۱)، کالاهای مصرفی (C_t^i) از ترکیب کالاهای مصرفی بخش خصوصی ($C_t^{i,p}$) و کالاهای خدمات ارایه شده توسط دولت (C_t^G) تشکیل شده است:

$$C_t^i = C_t^{i,p} + \chi^i \cdot C_t^G \quad (2)$$

که در آن χ^i میزان برخورداری خانوار i ام از کالاهای و خدمات عرضه شده از سوی دولت است.

قید بودجه‌ی بین دوره‌ای خانوارها را بر حسب قیمت‌های واقعی می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$C_t^i + I_t^i + B_t^i + m_t^i = R_{t-1}^n \cdot \frac{b_{t-1}^i}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^i}{\pi_t} + T_t^i + y_t^i \quad (3)$$

در معادله (۳)، R_t^n بیانگر نرخ بهره‌ی ناخالص اسمی بر روی اوراق مشارکت $(R^n = 1+r^n)$ ، T_t^i خالص انتقالات دولت به خانوارها، π_t نرخ تورم و به صورت

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

تعریف می‌شود که در آن P_t شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) است.

y_t^i بیانگر کل درآمد خانوارها می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t^i = \frac{W_t^i}{p_t} L_t^i + R_t^k z_t^i k_{t-1}^i - \psi(z_t^i) k_{t-1}^i + D_t^i \quad (4)$$

درآمد کل خانوارها از درآمد نیروی کار $\left(\frac{W_t^i}{P_t} L_t^i\right)$ ، اجاره‌ی سرمایه منهای هزینه‌ی مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه $(R_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \psi(z_t^i) K_{t-1}^i)$ و سودهای تقسیم شده‌ی بنگاه‌های تولید کننده‌ی کالاهای میانی D_t^i به دست می‌آید. در رابطه‌ی (۴)، W_t دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی سرمایه و $\psi(z_t^i)$ هزینه‌ی بهره‌برداری از سرمایه می‌باشد. فرایند انباشت سرمایه با معادله زیر تصریح شده است:

$$k_t^i = (1 - \delta)k_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right] I_t^i \varepsilon_t^I \quad (5)$$

δ نرخ استهلاک سرمایه‌گذاری، I_t سرمایه‌گذاری ناخالص و $s(\cdot)$ تابع هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌گذاری است که تابعی مثبت از تغییرات در سرمایه‌گذاری می‌باشد.^۱ ε_t^I شوک مربوط به تابع هزینه‌ی سرمایه‌گذاری است. از بهینه‌یابی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه، رفتار پس‌انداز و مصرف خانوارها از طریق معادله‌ی اولر مصرف، تقاضای پول، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه به ترتیب توسط معادلات ۶ تا ۹ به دست می‌آید که مسیر بهینه‌ی متغیرها را نشان می‌دهد.

$$E_t \frac{\varepsilon_t^\beta (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c}}{\varepsilon_t^\beta (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma_c}} = \beta E_t R_t^n \frac{1}{\pi_{t+1}} \quad (6)$$

$$\varepsilon_t^M \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\sigma_m} = (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c} \times \frac{r_t^n}{1 + r_t^n} \quad (7)$$

$$1 = q_t \varepsilon_t^I \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \varepsilon_{t+1}^I S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \quad (8)$$

$$q_t = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[q_{t+1} (1 - \delta) + z_{t+1} R_{t+1}^k - \psi(z_{t+1}) \right] \quad (9)$$

1. Christiano and et al. (2005)

از آنجایی که خانوارها در شرایط رقابت انحصاری نیروی کار خود را عرضه می‌کنند، مشابه مطالعات اسمتز و وترز^۱ (۲۰۰۲)، کولمن (۱۹۹۷)^۲ و ایرسق و همکاران (۲۰۰۰)^۳ در اینجا فرض می‌شود که خانوارها در بازار کار تعیین‌کننده دستمزدهای خود هستند، ولی این امکان وجود ندارد که همیشه در هر دوره دستمزد خود را به صورت بهینه تعدیل کنند. احتمال اینکه یک خانوار نماینده بتواند دستمزد اسمی‌اش را به صورت بهینه تعدیل کند برابر $1-\theta_w$ است، ولی خانوارهایی که چنین فرصتی برای تعدیل دستمزدهای خود پیدا نمی‌کنند فرض می‌شود که دستمزدشان را نسبت به قیمت‌های گذشته براساس رابطه‌ی زیر شاخص‌بندی می‌کنند.

عرضه‌ی نیروی کار خانوارها و معادله‌ی تعیین دستمزد

از آنجایی که خانوارها در شرایط رقابت انحصاری نیروی کار خود را عرضه می‌کنند، مشابه مطالعات اسمتز و وترز^۱ (۲۰۰۲)، کولمن (۱۹۹۷)^۲ و ایرسق و همکاران (۲۰۰۰)^۳ در اینجا فرض می‌شود که خانوارها در بازار کار تعیین‌کننده دستمزدهای خود هستند، ولی این امکان وجود ندارد که همیشه در هر دوره دستمزد خود را به صورت بهینه تعدیل کنند. احتمال اینکه یک خانوار نماینده بتواند دستمزد اسمی‌اش را به صورت بهینه تعدیل کند برابر $1-\theta_w$ است، ولی خانوارهایی که چنین فرصتی برای تعدیل دستمزدهای خود پیدا نمی‌کنند فرض می‌شود که دستمزدشان را نسبت به قیمت‌های گذشته براساس رابطه‌ی زیر شاخص‌بندی می‌کنند.

$$W_{t+1}^i = (\pi_t)^{\tau_w} W_t^i \quad (10)$$

که در آن τ_w درجه‌ی شاخص‌بندی دستمزد است وقتی $\tau_w = 0$ شاخص‌بندی دستمزد صورت نمی‌گیرد. ولی در صورت $\tau_w = 1$ شاخص‌بندی کامل انجام می‌شود. با حل مسئله بهینه‌یابی خانوارها به معادله‌ی (۱۵) که فرایند تعدیل بهینه دستمزد را نشان می‌دهد، منجر می‌شود.

$$\begin{aligned} \frac{W_t^*}{P_t} E \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \theta_w^k \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t+k}} \right)^{\tau_w} \frac{L_{t+k}^i (c_{t+k} - h.c_{t+k-1})^{-\sigma_c}}{1 + \lambda_{t+k}^w} \\ = E \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \theta_w^k L_{t+k}^i \left[-\varepsilon_{t+k}^L (L_{t+k}^i)^{1+\sigma_l} \right] \end{aligned} \quad (11)$$

1. Smets and Wouters (2002)
2. Kollmann (1997)
3. Erceg et al. (2000)

رفتار بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولیدشده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای را خریداری می‌کند و از ترکیب آنها کالایی نهایی تولید می‌کند که به خریداران نهایی فروخته می‌شود. تولیدکننده کالای نهایی، آنها را بر اساس یک جمعگر دیکسیت-استیگلیتز که به شکل زیر تعریف می‌شود ترکیب می‌کند:

$$Y_t = \left[\int_j Y_t^j \lambda_t^j \right]^{1+\lambda_t^p} \quad (12)$$

که در آن λ_t^p به شکل شوک فشار هزینه در معادله‌ی تورم تفسیر می‌شود. شرایط حداقل سازی هزینه‌ها در بخش بنگاه‌های تولیدکننده نهایی منجر به تابع تقاضای زیر می‌شود:

$$Y_t^j = \left(\frac{P_t^j}{P_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_t, \quad \forall j \in [0,1] \quad (13)$$

که در آن P_t^j قیمت کالای واسطه‌ی j و P_t شاخص کل قیمت است.

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای تشکیل شده است. هر کدام از بنگاه‌ها کالاهای متمایزی تولید می‌کنند که در نهایت پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده، کالای نهایی توسط خانوارها خریداری می‌شود. این بنگاه‌ها با به کارگیری نیروی کار و سرمایه از طریق تکنولوژی زیر به تولید کالاهای واسطه‌ای ز می‌پردازند. از آنجایی که در اقتصاد ایران بودجه‌های عمرانی دولت به دلیل مسلط بودن بخش دولتی در اقتصاد نقش مهمی در بهره‌وری بخش خصوصی دارد، لذا لازم است که تشکیل سرمایه دولتی به نوعی در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای لحاظ شود.

$$Y_t^j = A_t (\hat{K}_{t-1}^j)^\alpha (L_t^j)^{1-\alpha} (K_{t-1}^G)^\eta - \phi^j \quad (14)$$

که در آن L_t^j بیانگر نیروی کار مورد استفاده توسط بنگاه z و K_{t-1} موجودی سرمایه‌ی مؤثر خصوصی می‌باشد و به صورت $K_{t-1}^j = z_t k_{t-1}^j$ تعریف می‌شود، K_{t-1}^G تشکیل سرمایه‌ی دولتی و A_t شوک بهره‌وری است. ϕ هزینه ثابت است و تضمین می‌کند که سود در وضعیت با ثبات صفر است و فرض می‌شود که نرخ رشد هزینه‌ی ثابت با نرخ رشد محصول در وضعیت با ثبات یکسان است، به گونه‌ای که به دلیل وجود قدرت انحصاری، سود بنگاه‌ها مثبت نباشد.

مسئله‌ی بهینه‌یایی بنگاه زام آن است که هزینه‌ها را با توجه به مقدار معین تولید حداقل می‌کند. شرایط مرتبه اول حداقل سازی بنگاه‌ها را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\frac{k_{t-1}^j}{L_t^j} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{W_t}{P_t} \cdot \frac{1}{R_t^k} \quad (15)$$

$$mc_t = \frac{Mc_t}{P_t} = \frac{1}{A_t} \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_t}{P_t} \right)^{1-\alpha} (R_t^k)^\alpha (k_{t-1}^G)^{-\eta} \quad (16)$$

جایی که mc بیانگر هزینه‌ی نهایی به قیمت حقیقی است.

در این مطالعه برای فرایند تعیین قیمت‌ها از روش کالو (۱۹۸۳)^۱ استفاده می‌شود. در هر دوره تنها $(1-\theta_p)$ درصد از آنها به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند و قادر خواهند بود تا به‌طور بهینه قیمت محصول خود را تعیین کنند. بقیه بنگاه‌ها (θ_p) درصد که نمی‌توانند در دوره‌ی جاری قیمت‌ها را به‌صورت بهینه انتخاب کنند، براساس قیمت‌های گذشته با استفاده از فرمول زیر به‌صورت جزئی قیمت‌ها را شاخص‌بندی می‌کنند.^۲

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad \text{در آن} \quad P_{t+1}^j = (\pi_t)^\tau P_t^j \quad (17)$$

1. Calvo (1983)

۲. برخی از مطالعات مثلاً (Adolfson et al (2007) برای شاخص‌بندی از تورم دوره‌ی قبل و تورم مورد انتظار دوره‌ی بعدی استفاده کرده‌اند.

بیانگر نرخ تورم τ_p پارامتری است که درجه‌ی شاخص‌بندی قیمت‌ها را نشان می‌دهد.

شرایط مرتبه‌ی اول این بهینه‌یابی بنگاه‌ها توسط رابطه‌ی زیر مشخص می‌شود:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k \lambda_{t+k} \frac{1}{\lambda_{t+k}^p} \left[\prod_{s=1}^k \frac{(\pi_{t+s-1})^{\tau_p}}{\pi_{t+s}} \right]^{-\frac{1}{\lambda_{t+k}^p}} \quad (18)$$

$$\frac{P_t}{P_t} Y_{t+k}^* = E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k \lambda_{t+k} \frac{1 + \lambda_{t+k}^p}{\lambda_{t+k}^p} \left[\prod_{s=1}^k \frac{(\pi_{t+s-1})^{\tau_p}}{\pi_{t+s}} \right]^{-\frac{1 + \lambda_{t+k}^p}{\lambda_{t+k}^p}} mc_{t+k} Y_{t+k}$$

رابطه‌ی (۱۸) نشان می‌دهد قیمتی که توسط بنگاه زام در زمان t ، تعیین می‌شود تابعی از هزینه‌های نهایی مورد انتظار آینده است.

دولت و بانک مرکزی

قید بودجه‌ی دولت در این مطالعه عبارت است از:

$$G_t + (1 + r_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_t} = T_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{DC_t - DC_{t-1}}{P_t} + \omega O_t \quad (19)$$

که در آن DC_t بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، O_t درآمد نفتی، T_t درآمدهای مالیاتی و G_t مخارج دولت است که به صورت مجموع مخارج جاری I_t^G و مخارج عمرانی I_t^G ، تعریف می‌شود:

$$G_t = C_t^G + I_t^G \quad (20)$$

همچنین فرض شده که ω درصد از درآمد نفتی به دولت اختصاص یافته و $1 - \omega$ درصد باقی مانده در صندوق توسعه‌ی ملی ذخیره می‌شود، بنابراین قاعده‌ی حرکت موجودی سرمایه دولتی، سرمایه‌گذاری دولتی (به شکل لگاریتم خطی شده) و هزینه‌ی جاری دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$K_t^G = (1 - \delta_G) K_{t-1}^G + \varepsilon I_t^G \quad (21)$$

$$\log I_t^G = \rho_I \log I_{t-1}^G + u_t^I + v_o u_t^o \quad u_t^I \sim N(0, \sigma_I^2) \quad (22)$$

$$\log c_t^G = \rho_G \log c_{t-1}^G + \varepsilon_t^G \quad \varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2) \quad (23)$$

که در آن K_t^G سرمایه دولتی، I_t^G سرمایه‌گذاری دولتی در زمان t ، σ_G نرخ استهلاک سرمایه‌ی دولتی، $\varepsilon_t^G \in [0, 1]$ معیار کارایی سرمایه‌گذاری دولتی، ε_t^o شوک نفتی و ε_t^I شوک سرمایه‌گذاری دولتی است که مستقل از شوک افزایش درآمدهای نفتی می‌باشد.

پایه‌ی پولی بر اساس ترازنامه بانک مرکزی به قیمت واقعی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m_t = dc_t + fr_t \quad (24)$$

که در آن dc اعتبارات داخلی و fr خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است. فرض می‌شود که انباشت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از قاعده‌ی زیر پیروی می‌کند:

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega O_t \quad (25)$$

فرض بر این است که دولت ω درصد از درآمدهای نفتی O_t را به‌طور مستقیم به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و $1 - \omega$ درصد از آن را به صورت سپرده در صندوق توسعه‌ی ملی نگه می‌دارد. همچنین فرض می‌شود که انباشت ذخایر صندوق توسعه‌ی ملی نیز از فرایند زیر پیروی می‌کند:

$$df_t = \frac{df_{t-1}}{\pi_t} + (1 - \omega) O_t \quad (26)$$

درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به صورت برون‌زا فرض می‌شود، زیرا قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود و سهمیه‌ی صادراتی ایران نیز از طریق اوپک مشخص می‌شود:

$$\hat{o}_t = \rho_o \hat{o}_{t-1} + \varepsilon_t^o, \quad \varepsilon_t^o \sim i.i.dN(0, \sigma_o^2) \quad (27)$$

سیاست گذاری پولی

در مرور سیاست پولی دو رویکرد مورد بررسی قرار می‌گیرد: در رویکرد اولی که سیاست گذاری بر مبنای قاعده است، فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در

اختیار بانک مرکزی نرخ رشد حجم پول (پایه پولی) است. تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به شکل لگاریتم-خطی) به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\mu}_t = \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \omega_\pi (\hat{\pi}_t - \pi_t^*) + \omega_y \hat{y}_t + v_t^\mu$$

$$\hat{\pi}_t^* = \rho_\pi \hat{\pi}_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad \varepsilon_t^{\pi^*} \sim \text{i.i.d.N}(0, \sigma_{\pi^*}^2) \quad (28)$$

$v_t^\mu = \rho_v v_{t-1}^\mu + \varepsilon_t^\mu \quad \varepsilon_t^\mu \sim \text{i.i.d.N}(0, \sigma_\mu^2)$

که در آن $\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t$ نرخ رشد اسمی پایه‌ی پولی، $\hat{\pi}_t$ و \hat{y}_t به ترتیب انحراف لگاریتم تورم و تولید از مقادیر وضعیت پایدارشان، ω_π و ω_y ضریب اهمیتی است که سیاست‌گذاری به ترتیب برای شکاف تورم و تولید لحاظ می‌کند و $\hat{\pi}_t^*$ تورم هدف ضمنی است که فرض شده از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند. v_t^{μ} نیز شوک سیاست‌گذاری پولی است.

در رویکرد دوم که سیاست‌گذاری پولی به صورت صلاح‌دید می‌باشد فرض می‌شود که سیاست‌گذاران به دنبال حداقل‌سازی تابع زیان خود نسبت به قیود پیش روی خود می‌باشند، یعنی بانک مرکزی ابزارهای پولی را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که تابع زیان حداقل شود. تابع زیان بانک مرکزی به صورت زیر تعریف شده است:

$$L = \lambda_y \hat{y}_t^2 + \lambda_\pi (\pi_t - \pi_t^*)^2 \quad (29)$$

۳- برآورد پارامترهای مدل

برای برآورد پارامترهای مدل از روش بی‌زی استفاده شده است. برای برآورد پارامترهای مدل از نه متغیر قابل مشاهده، یعنی شکاف تولید، تورم، نرخ رشد پایه‌ی پولی، مخارج مصرفی خصوصی، مخارج مصرفی دولتی، درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری کل، دستمزد و اشتغال استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده به صورت و تعدیل فصلی طی دوره‌ی ۱۳۶۸:۱ تا ۱۳۹۱:۴ بوده که از وب سایت بانک مرکزی دریافت و سپس تعدیل فصلی شده است. نتایج برآورد پارامترها در جدول ۱ ارائه شده است. برای

بررسی درستی برآوردهای حاصل از روش MCMC، از آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره‌ی بروکز و گلن (۱۹۹۸) استفاده شده است.^۱

جدول ۱- برآورد پارامترهای مدل به روش بیزی

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	۰/۹۷ (۰/۰۱۸)	۰/۹۶۸۹ (۰/۰۱۲۵)
h	درجه‌ی پایداری عادات	بتا	۰/۷ (۰/۰۷)	۰/۲۹۹۵ (۰/۰۵)
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌های مصرف	گاما	۱/۱۶۶ (۰/۰۵)	۱/۰۶۹ (۰/۰۴۶)
σ_m	عکس کشش مانده‌ی حقیقی پول	گاما	۱/۰۷۲ (۰/۰۵)	۱/۳۱۵۳ (۰/۰۸)
χ	میزان برخورداری خانوار از کالاها و خدمات دولتی	بتا	۰/۱۳۲ (۰/۰۳)	۰/۱۳۸ (۰/۰۳۰۹)
φ	کشش تابع هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌گذاری	نرمال	۴ (۰/۲)	۳/۹۴۳ (۰/۲۰۲)
τ_w	درجه‌ی شاخص‌بندی دستمزد	بتا	۰/۶ (۰/۰۳)	۰/۵۶۳ (۰/۰۳۰۹)
θ_w	درصد خانوارهایی که قادر به تعدیل دستمزد خود نیستند	بتا	۰/۱۸ (۰/۰۱)	۰/۱۲۷۲ (۰/۰۰۶۹)
σ_l	عکس کشش نیروی کار فریش	گاما	۲/۸۹۳۷ (۰/۳)	۲/۹۳۲۹ (۰/۲۸۳)

۱. با توجه به اینکه آزمون چند متغیره‌ی واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شود، لذا نتایج برآورد رویکرد بیزی با استفاده از روش MCMC از صحت خوبی برخوردار هستند به دلیل محدودیت صفحه نتایج نمودارهای حاصل از این آزمون گزارش نشده است.

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد
ϕ	سهام هزینه‌ی ثابت در تولید	نرمال	۰/۳۷ (۰/۰۳)	۰/۳۸۶ (۰/۰۲۹)
α	سهام سرمایه خصوصی در تولید	بتا	۰/۴۴۳ (۰/۰۲)	۰/۴۴۱ (۰/۰۲۰۱)
ψ	عکس کشش تابع هزینه‌ی نسبت به هزینه‌ی بهره‌برداری	بتا	۰/۲ (۰/۰۲)	۰/۲۰۲ (۰/۰۱۹۹)
τ_p	درجه‌ی شاخص‌بندی قیمت	بتا	۰/۶ (۰/۰۵)	۰/۵۱۱۲ (۰/۰۵۳۳)
θ_p	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰/۳۹۳ (۰/۰۲)	۰/۲۹۵ (۰/۰۱۸۲)
η	کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	بتا	۰/۰۹۵ (۰/۰۱)	۰/۰۸۹۲ (۰/۰۰۹۵)
ν_o	سهام تأثیرگذاری تکانه‌ی نفت در مخارج عمرانی دولت	بتا	۰/۸ (۰/۰۲)	۰/۷۷۸۱ (۰/۰۲۱۶)
ω	درصد فروش درآمدهای نفتی به بانک مرکزی	بتا	۰/۸۰ (۰/۰۵)	۰/۸۰۰۴ (۰/۰۵۰۲)
ρ_{ig}	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی سرمایه‌گذاری دولت	بتا	۰/۳۷ (۰/۰۲)	۰/۳۷۰۴ (۰/۰۱۹۹)
ρ_g	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی مخارج جاری دولت	بتا	۰/۶۶ (۰/۰۲)	۰/۶۴۰۶ (۰/۰۲۰۳)
ρ_o	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی درآمدهای نفتی	بتا	۰/۲۶ (۰/۰۲)	۰/۲۴۸۵ (۰/۰۱۹)
ω_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۱/۴۴۸ (۰/۰۵)	-۱/۵۴۸ (۰/۰۴۸۱)
ω_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۲/۳۴۳ (۰/۰۵)	-۲/۲۱۵۱ (۰/۰۵۰۵)
ρ_β	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی ترجیحات	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۲)	۰/۶۶۶۷ (۰/۰۲۳۲)

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد
ρ_μ	ضریب فرایند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل	بتا	۰/۴۱ (۰/۰۴)	۰/۳۹۵۳ (۰/۰۴۰۸)
ρ_v	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی پولی	بتا	۰/۵۵۴ (۰/۰۳)	۰/۵۵۶۷ (۰/۰۳۰۳)
ρ_π	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی تورم هدف	بتا	۰/۲۶ (۰/۰۲)	۰/۲۴۸۵ (۰/۰۲۷۱)
ρ_l	ضریب فرایند خودرگرسیون عرضه نیروی کار	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۸۶۴۶ (۰/۰۴۹۴)
ρ_i	ضریب فرایند خودرگرسیون شوک سرمایه‌گذاری	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۲)	۰/۸۲۲۵ (۰/۰۲۲۱)
ρ_w	ضریب فرایند خودرگرسیون مارک-آپ دستمزد	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۲)	۰/۸۴۴ (۰/۰۲۰۵)
ρ_m	ضریب فرایند خودرگرسیون تقاضای پول	بتا	۰/۵۵ (۰/۰۳)	۰/۵۵۳۵ (۰/۰۳۰۱)
ρ_a	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه‌ی تکنولوژی	بتا	۰/۹۲۷ (۰/۰۲)	۰/۷۶۱۴ (۰/۰۳۱۶)
ρ_p	ضریب فرایند خودرگرسیون مارک-آپ قیمت	بتا	۰/۵ (۰/۰۲)	۰/۴۸۸ (۰/۰۱۹۹)
σ_{ig}	انحراف معیار تکانه‌ی سرمایه‌گذاری دولتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۴۸۶۱ (۰/۰۴۱۹)
σ_o	انحراف معیار تکانه‌ی درآمدهای نفتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۴۶۴۲ (۰/۰۳۴۱)
σ_{cg}	انحراف معیار تکانه‌ی سیاست مالی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۸ (۰/۰۰۵۹)
σ_π	انحراف معیار تکانه‌ی تورم هدف	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۰۹۸ (۰/۰۰۱۴)

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد
σ_a	انحراف معیار تکانه‌ی تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۲۲۹ (۰/۰۰۱۸)
σ_v	انحراف معیار تکانه‌ی سیاست پولی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۳۳۱ (۰/۰۱۵۷)
σ_i	انحراف معیار تکانه‌ی سرمایه‌گذاری خصوصی	گامای معکوس	۰/۱ (∞)	۰/۰۱۸۹ (۰/۰۰۲۶)
σ_w	انحراف معیار تکانه‌ی دستمزد	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۳۳۳ (۰/۰۰۶۳)
σ_m	انحراف معیار تکانه‌ی تقاضای پول	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۲۳ (۰/۰۰۹۴)

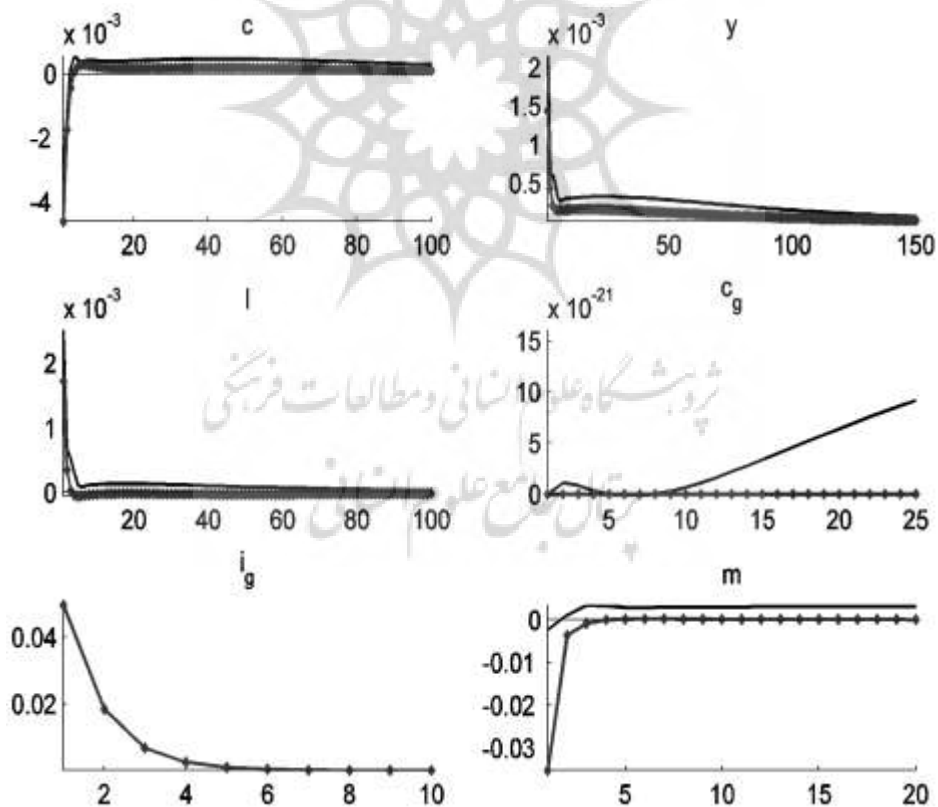
۳- نتایج شبیه‌سازی سیستم معادلات و تحلیل آثار شوک‌ها آثار شوک‌های مخارج دولت و درآمدهای نفتی

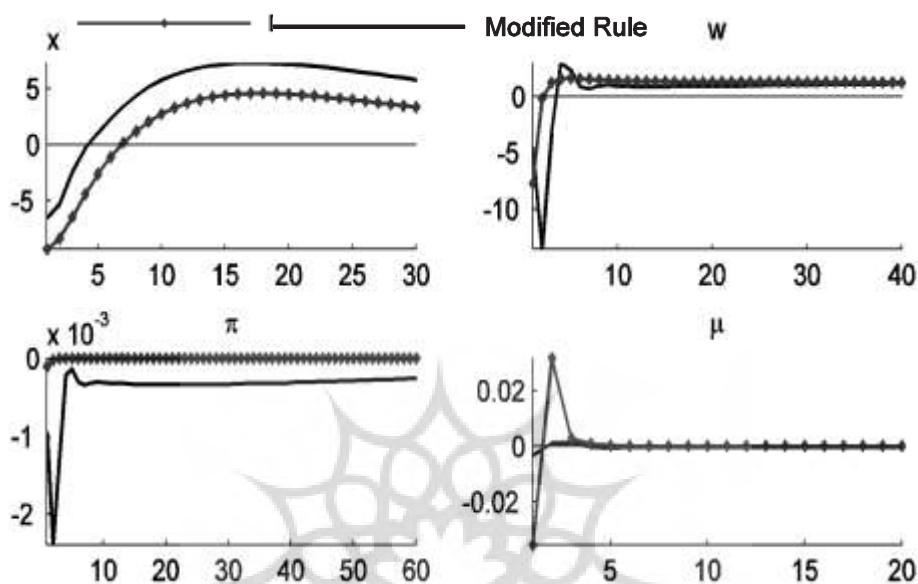
توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی مخارج عمرانی دولت (سرمایه‌گذاری دولتی) به اندازه یک انحراف معیار در نمودار ۱ برای دو نوع سیاست‌گذاری پولی مبتنی بر قاعده تعدیل شده و سیاست‌گذاری پولی صلاح‌دید برای اقتصاد ایران گزارش شده است. در اثر یک شوک مثبت وارده به سرمایه‌گذاری دولتی (به قیمت حقیقی)، ابتدا مصرف کاهش یافته، در حالی که اشتغال افزایش می‌یابد. در نتیجه‌ی این اتفاقات، تولید نیز افزایش می‌یابد. از آنجا که افزایش مخارج عمرانی دولت سبب افزایش حجم سرمایه‌ی دولت می‌شود و سرمایه‌ی دولت به صورت سرمایه‌افزا وارد تابع تولید می‌شود، سبب افزایش تولید و کاهش اجاره سرمایه و بنابراین کاهش تورم را موجب می‌شود. در دوره‌ی تکمیل پروژه‌ی سرمایه‌گذاری جانشینی جبری بین سرمایه‌گذاری دولتی و سرمایه‌گذاری خصوصی اتفاق افتاده و بنابراین سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش پیدا می‌کند.

در نتیجه‌ی شوک به مخارج سرمایه‌گذاری دولت، حجم پول نیز در ابتدا با کاهش روبرو شده و با تکمیل سرمایه‌گذاری دولتی و افزایش مخارج کل دولت، شروع به

افزایش می‌کند. یکی از دلایل افزایش رشد حجم پول در نتیجه‌ی افزایش سرمایه‌گذاری دولتی آن است که منبع تأمین مالی سرمایه‌گذاری به‌طور عمده از ناحیه درآمدهای نفتی است، لذا با افزایش درآمدهای نفتی که بیش‌تر از طریق بانک مرکزی خریداری و از طریق افزایش خالص دارایی‌های خارجی، در نهایت پایه‌ی پولی و حجم پول را افزایش می‌دهد.

مقایسه‌ی آثار شوک سرمایه‌گذاری دولتی بر اساس روش سیاست‌گذاری قاعده و صلاحدید حاکی از آن است که افزایش سرمایه‌گذاری دولتی در هر دو نوع سیاست‌گذاری پولی سبب افزایش تولید می‌شود، اما در سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده، اثر افزایشی شوک مثبت سرمایه‌گذاری دولتی بر تولید بیش‌تر از سیاست‌گذاری پولی صلاحیدی است.





نمودار ۱- توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی سرمایه‌گذاری دولتی

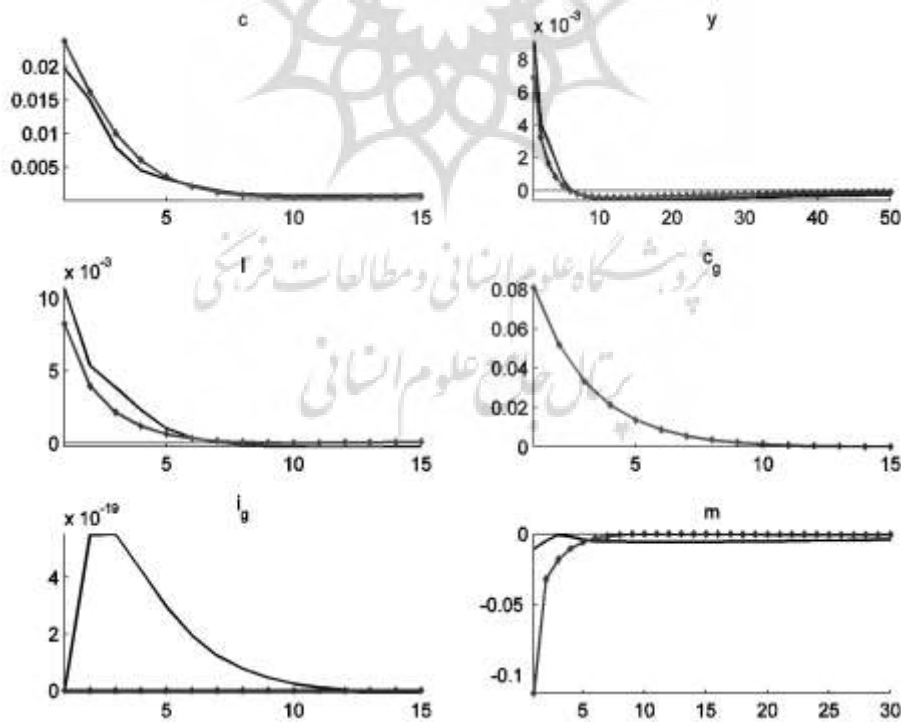
در تمام نمودارها y بیانگر درصد انحراف تولید از وضعیت با ثبات، c درصد انحراف مصرف خصوصی از وضعیت با ثبات، c_g درصد انحراف مخارج مصرفی دولت از وضعیت با ثبات، L درصد انحراف اشتغال از وضعیت با ثبات، m درصد انحراف تقاضای پول از وضعیت با ثبات، i_g درصد انحراف مخارج عمرانی دولت از وضعیت با ثبات، w درصد انحراف دستمزد حقیقی از وضعیت با ثبات، i درصد انحراف سرمایه‌گذاری خصوصی از وضعیت با ثبات، μ درصد انحراف رشد پایه‌ی پولی از وضعیت با ثبات، π درصد انحراف تورم از وضعیت با ثبات می‌باشد.

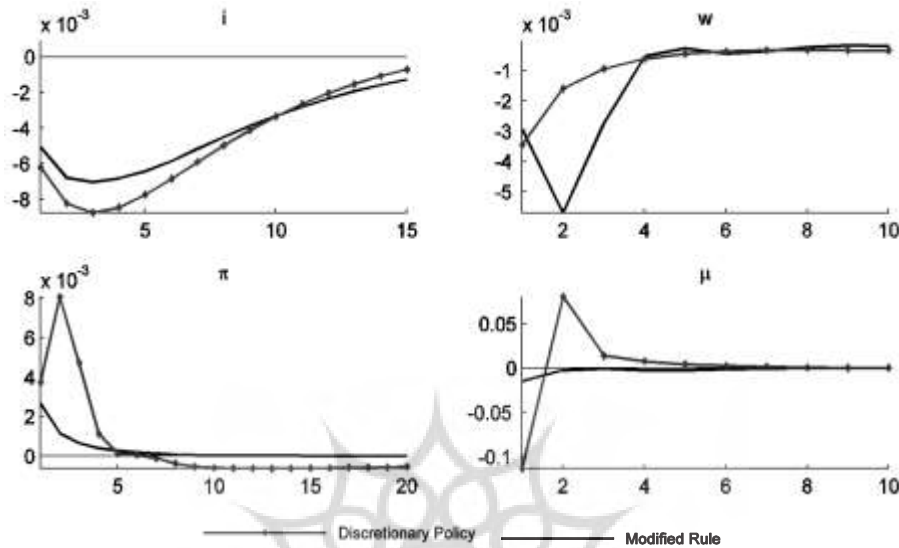
در نمودار (۲) توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی مخارج جاری دولت (به قیمت حقیقی) به میزان یک انحراف معیار نشان داده شده است. وقوع یک تکانه‌ی مثبت مخارج جاری دولت، سبب افزایش مخارج مصرفی دولت میزان کالاها و خدمات دولتی شده و در نهایت مصرف کل را نیز افزایش می‌دهد، زیرا در تابع مطلوبیت مصرف کل ترکیبی از کالاها و خدمات عمومی عرضه شده از سوی دولت و کالاها و خدمات مصرفی خصوصی است.

افزایش مخارج جاری دولت سبب افزایش تولید و اشتغال نیز می‌شود. زیرا در ایران اندازه‌ی دولت قابل توجه بوده و با افزایش آن تقاضای کل در اقتصاد تحریک می‌شود، که این افزایش در حالت سیاست پولی مبتنی بر قاعده‌ی بیش‌تر از سیاست پولی صلاحیدی است.

همچنین افزایش در مخارج جاری دولت موجب وقوع تورم در هر دو حالت سیاست پولی صلاحیدی و مبتنی بر قاعده شده و این افزایش در مورد سیاست‌گذاری پولی نوع اول بیش‌تر از نوع دوم خواهد بود.

تکانه‌ی مثبت مخارج جاری دولتی سبب افت دستمزد حقیقی و مانده‌ی حقیقی پول به دلیل ایجاد شرایط تورمی می‌شود و از آنجا که شرایط تورمی در حالت صلاحیدی بیش‌تر از سیاست مبتنی بر قاعده است، افت این دو متغیر در سیاست اول نسبت به حالت دوم بیش‌تر خواهد بود. با وقوع شرایط تورمی نیز بانک مرکزی در حالت صلاحیدی اقدام به کاهش شدیدتر رشد پایه‌ی پولی نسبت به حالت سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده می‌کند.

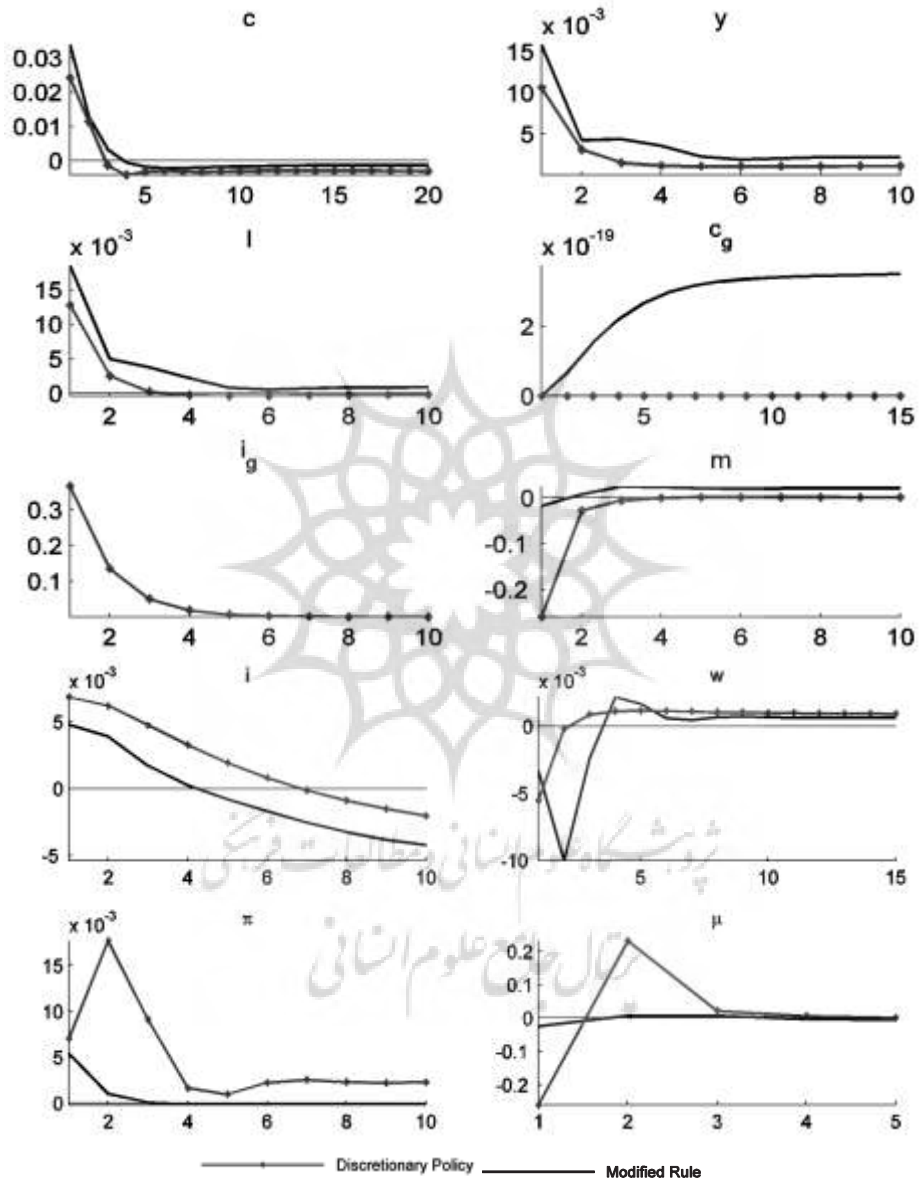




نمودار ۲- توابع واکنش آنی نسبت به تکانهای مخارج جاری دولت

* تعریف متغیرهای نمودار مشابه زیر نویس نمودار (۱) می‌باشد.

در نمودار (۳) توابع واکنش آنی نسبت به تکانهای نفتی به میزان یک انحراف معیار نشان داده شده است. وقوع یک تکانهای مثبت نفتی سبب افزایش مخارج عمرانی و جاری دولت شده که به تبع خود مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال را افزایش می‌دهد. گرچه در هر دو حالت سیاست‌گذاری پولی مبتنی بر قاعده و سیاست‌گذاری صلاحیددی تولید، مصرف و اشتغال را افزایش می‌دهد، اما میزان افزایش هر سه این متغیرها در حالت سیاست پولی مبتنی بر قاعده لحاظ شده برای اقتصاد ایران بیش از حالت سیاست‌گذاری صلاحیددی افزایش می‌یابد. تکانهای مثبت نفتی سرمایه‌گذاری خصوصی را نیز افزایش می‌دهد، اما افزایش این متغیر در حالت سیاست‌گذاری صلاحیددی بیش‌تر از سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده است. تکانهای مثبت درآمد نفتی سبب افزایش تورم نیز می‌شود که دلیل اصلی آن تبدیل درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت بوده که در بودجه‌ی دولت هزینه می‌شود. افزایش تورم در حالت صلاحیددی نسبت به حالت سیاست‌گذاری پولی مبتنی بر قاعده بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌گیرد.



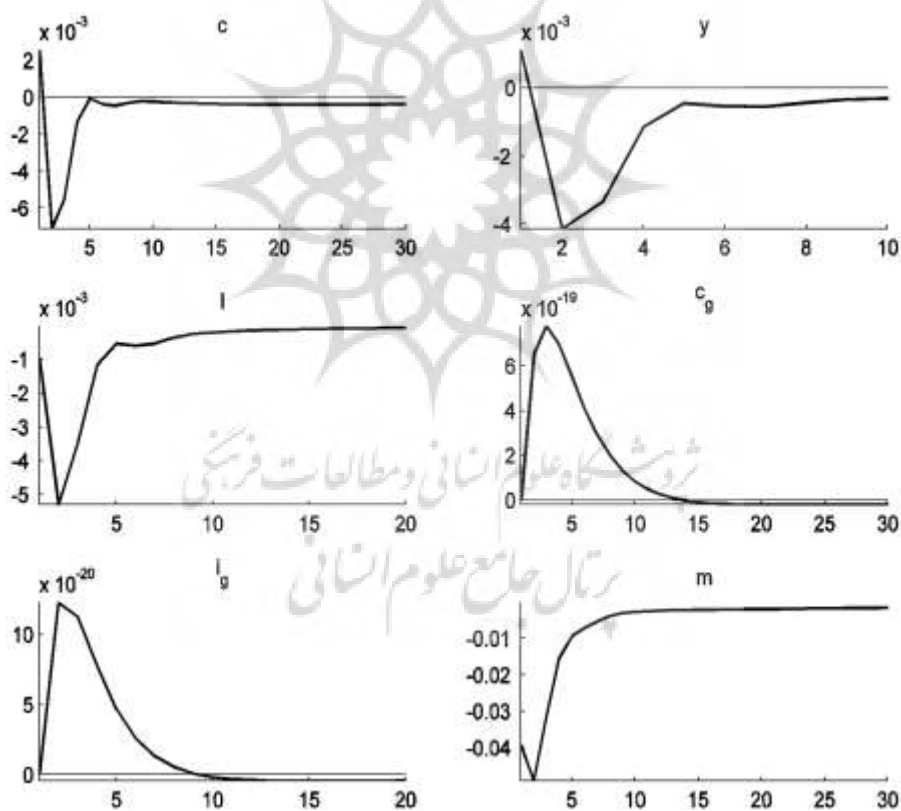
نمودار ۳- توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی نفتی

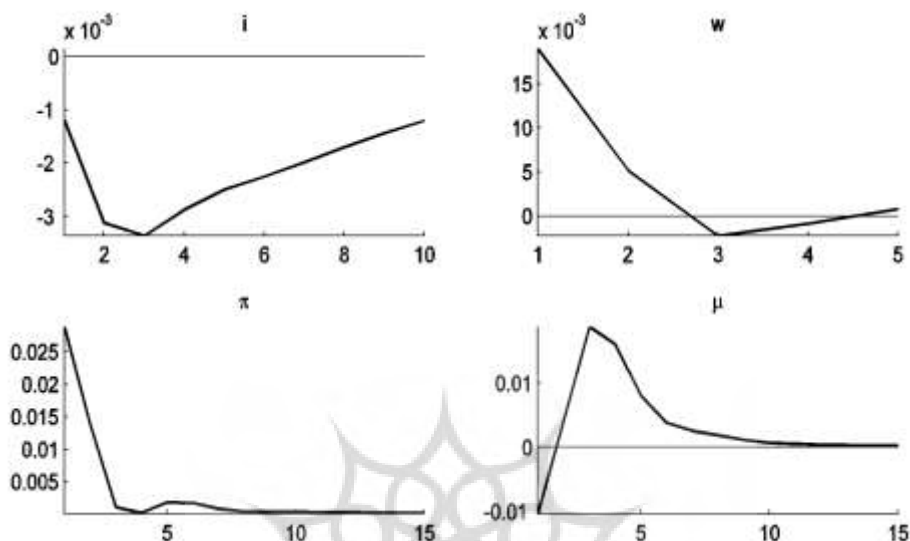
* تعریف متغیرهای نمودار مشابه زیر نویس نمودار (۱) می‌باشد.

آثار شوک‌های عرضه‌ی پول

الف- آثار شوک‌های عرضه‌ی پول در حالت سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده

در نمودار (۴) آثار تکانه‌ی مثبت عرضه‌ی پول به میزان یک انحراف معیار در سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده بر متغیرهای مدل نشان داده شده است. آثار تکانه‌ی مثبت عرضه‌ی پول بر تولید و مصرف بدین صورت است که در ابتدا تولید و مصرف افزایش می‌یابند و در ادامه با ایجاد شرایط تورمی، از طریق افزایش دستمزد و کاهش اشتغال و سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف کاهش می‌یابد. با این حال تکانه‌ی مثبت عرضه‌ی پول، تأثیر مثبتی بر مخارج جاری و عمرانی دولت نیز خواهد داشت.



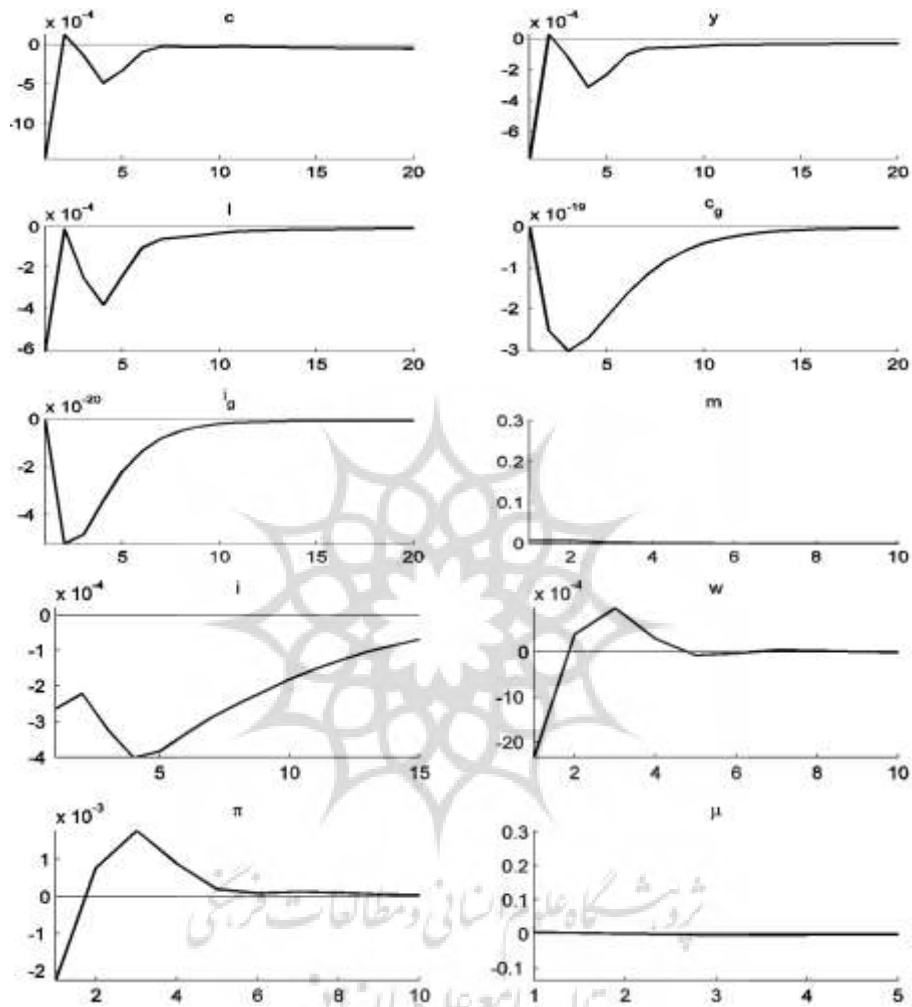


نمودار ۴- توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی مثبت عرضه پول به اندازه یک انحراف معیار

* تعریف متغیرهای نمودا مشابه زیر نویس نمودار (۱) می‌باشد.

ب- آثار شوک‌های پولی در حالت سیاست‌گذاری مبتنی بر روش صلاح‌دید

در نمودار (۵)، تأثیر تکانه‌ی مثبت تقاضای پول یک انحراف معیار یا به طور معادل، تکانه‌ی منفی عرضه پول در سیاست‌گذاری پولی صلاح‌دید گزارش شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که بر اثر یک تکانه مثبت تقاضای پول، تولید، مصرف سرمایه‌گذاری و اشتغال در ابتدا افزایش می‌یابد. تأثیر این تکانه بر تورم نیز در جهت کاهش این متغیر عمل می‌کند، اما در ادامه تورم افزایش یافته و تولید و مصرف نیز کاهش خواهند یافت. نکته‌ی قابل توجه از مقایسه‌ی دو نمودار ۴ و ۵ آن است که در سیاست‌گذاری پولی صلاح‌دید میزان واکنش سیاست‌گذار به صورت تغییر در نرخ رشد پایه‌ی پولی به مراتب نسبت به حالت سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده کم‌تر است. همچنین به نظر می‌رسد که روش سیاست‌گذاری پولی صلاح‌دید بهتر می‌تواند واقعیت‌های اقتصاد ایران را توضیح دهد.



نمودار ۵- توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی مثبت تقاضای پول (تکانه‌ی منفی عرضه پول)
* تعریف متغیرهای نمودار مشابه زیر نویس نمودار (۱) می‌باشد.

۴- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله نقش سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی براساس مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران بررسی شده است. مدل از چهار بخش خانوار، بنگاه‌های داخلی، بخش دولت و سیاست‌گذاری پولی تشکیل شده است.

پارامترهای مدل تصریح شده با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۳: ۱۳۹۱-۱۳۶۸ و با به‌کارگیری روش بیزی و الگوریتم مترو پلیس هستینگز برآورد شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل بر اساس پارامترهای برآورد شده‌ی آثار سیاست‌های پولی، مالی و شوک‌های درآمدهای نفتی در دو رویکرد سیاست‌گذاری پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید به شرح زیر می‌باشد:

افزایش سرمایه‌گذاری دولتی سبب افزایش اشتغال شده است. با افزایش سرمایه‌گذاری دولتی، سرمایه‌گذاری خصوصی با وقفه افزایش یافته و در نهایت تولید نیز بالا رفته است. افزایش مخارج جاری دولت موجب افزایش مصرف خصوصی و اشتغال شده است.

افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش تولید، مصرف و اشتغال و سرمایه‌گذاری خصوصی شده است ولی موجب افزایش تورم شده که به‌دلیل آن دستمزد حقیقی کاهش می‌یابد.

بر اثر وقوع یک تکانه‌ی مثبت عرضه‌ی پول، در روش سیاست‌گذاری پولی مبتنی بر قاعده، تولید و مصرف در ابتدا افزایش می‌یابند و در ادامه با ایجاد شرایط تورمی، از طریق افزایش دستمزد و کاهش اشتغال و سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف کاهش می‌یابد. تکانه‌ی مثبت عرضه‌ی پول، بر مخارج جاری و عمرانی دولت نیز تأثیر مثبت داشته است.

منابع

۱. شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی، مجموعه‌ی مقالات بیستمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده‌ی پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۲. فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰). الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران. فصلنامه‌ی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، سال اول، شماره‌ی ۳، بهار ۱۳۹۰ صص ۱-۲۸.
۳. متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران

- به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس، سال دهم، شماره‌ی چهارم، صص ۱۱.
۴. ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت. رساله‌ی دکتری، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.
۵. منظور، داود، تقی‌پور، ن، کردبچه، حمید و توکلیان، حسین (۱۳۹۲). مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی برای تحلیل و پیش‌بینی آثار سیاست‌های پولی و مالی ایران. مؤسسه‌ی عالی آموزش در مدیریت و پژوهش.
۶. تقی‌پور، ن و منظور، داود (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت: مورد مطالعه‌ی ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، در حال چاپ.
۷. شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی. فصلنامه‌ی پول و اقتصاد، شماره‌ی ۳، بهار ۱۳۸۹، صص ۳۰-۵۶.
۸. کاوند، حسین (۱۳۸۹). تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران. رساله دکتری. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
9. Adolfson et al (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through Journal of International Economics 72, 481-511
10. Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. Journal of Computational and Graphical Statistics. 7(4), 434-455.
11. Calvo, G. (1983). Staggered Price setting in a Utility- Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics 12,383-398.
12. Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles L. Evans (2005), Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy, Journal of Political Economy, vol. 113, 1-45.
13. Erceg, C. J., Henderson, D. W., & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. Journal of Monetary Economics, 46, 281-313.
14. Kollmann, R. (2001). the exchange rate in a dynamic-optimizing current account model with nominal rigidities: A quantitative investigation. Journal of International Economics, vol. 55, 243-262.

15. Leeper Eric M., ToddB. Walker & Shu-ChunS. Yang (2010). Government investment and fiscal stimulus, *Journal of Monetary Economics* 57, 1000–1012.
16. Smets, F., & R. Wouters (2003). Monetary Policy in an Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1: 1123–1175.

