

بررسی مقایسه‌ای اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر اقتصاد ایران در قالب یک الگوی DSGE

مسعود سعادت‌مهر*

هادی غفاری**

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۳/۲۳ - تاریخ تأیید: ۹۸/۰۶/۱۲

چکیده

در این تحقیق تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با هم مقایسه شده است. تغییرات حجم پول به عنوان نماینده سیاست‌های پولی و تغییرات مخارج دولتی به عنوان نماینده سیاست‌های مالی بر اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. این کار در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پیوای تصادفی کیزی (DSGE) با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۵۷-۹۴ انجام شده است. تعادل عمومی اقتصاد شامل پاترده معادله بوده و از فرآیند بهینه‌سازی رفتار خانوارها و بینگاه‌ها در کنار قواعد سیاست‌گذاری دولت و بانک مرکزی به دست آمده‌اند. تخمین پارامترهای مدل با به کارگیری روش بیزین و کالیبراسیون انجام گردیده است. نتایج نشان داد، شوک افزایش حجم پول، باعث افزایش تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال در کنار افزایش تورم می‌شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولتی، تولید، اشتغال و تورم را افزایش داده اما سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد. نتایج حاکی از آن است، شدت اثرگذاری شوک مخارج دولتی و همچنین ماندگاری آن، بیشتر از شوک حجم پول است.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، سیاست مالی، تعادل عمومی، شوک پولی، شوک مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: E58, E62, C11

* استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور واحد خرم‌آباد، لرستان، ایران «نویسنده مسئول»

Email: Masd1352@yahoo.com

Email: Ghafari@pnu.ac.ir



** دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور واحد اراک، مرکزی، ایران

۱- مقدمه

کارایی سیاست‌های پولی و مالی در مکاتب اقتصادی متفاوت است. در مکتب کینزی، سیاست‌های مالی از کارایی بیشتری برخوردار هستند و سیاست‌های پولی اثربخشی کمتری دارند؛ در حالی که برخی مکاتب دیگر مانند مکتب پولی، از سیاست‌های پولی حمایت می‌کنند و اعتقاد دارند که سیاست‌های پولی از کارایی بیشتری برخوردار هستند. در همین راستا نظرات اقتصاددانان در مورد اجرای سیاست‌های پولی و مالی یکسان نیست. برخی سیاست‌های مبتنی بر تشخیص یا سیاست‌های پولی فعال را توصیه می‌کنند. به این معنی که بانک مرکزی یا دولت در شرایط رکود یا رونق، سیاست‌های پولی انقباضی یا انبساطی را اعمال نماید تا اقتصاد را در مسیر اصلی خود قرار دهد. گروه دیگری از اقتصاددانان به دلایل مختلفی معتقدند بانک مرکزی باید بدون توجه به شرایط مختلف اقتصادی همانند رکودها و رونق‌ها و تنها با توجه به شرایط کلی و بلندمدت اقتصاد یک سیاست پولی منظم را در پیش گیرد و مبتنی بر اهداف خاصی مانند رسیدن به تورم و یا رشد اقتصادی هدف می‌باشد. بنابراین در تحقیق حاضر اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران مانند تولید، تورم، سرمایه‌گذاری و اشتغال مشخص می‌شود. تغییرات حجم پول به عنوان نماینده سیاست‌های پولی و تغییرات مخارج دولتی به عنوان نماینده سیاست‌های مالی در نظر گرفته می‌شوند. این کار در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید^۱ (DSGE) انجام می‌گیرد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره زمانی ۹۴-۱۳۵۷ است و از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری گردیده است. این تحقیق در شش بخش تدوین می‌گردد، پس از مقدمه در بخش دوم پیشینه تحقیق آورده می‌شود. طراحی مدل DSGE در اقتصاد ایران در بخش سوم، انجام می‌گیرد. برآورد پارامترهای مدل در بخش چهارم و تجزیه و تحلیل‌ها، موضوع بخش پنجم است. در بخش ششم خلاصه و نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

۲. ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

در خصوص کارایی و مؤثر بودن سیاست‌های پولی و مالی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. در الگوی کینزین‌ها با فرض انعطاف‌ناپذیری دستمزدهای اسمی سیاست‌های مالی مؤثر

است. به عقیده آنان در شرایط رکودی، کاهش نرخ بهره و افزایش حجم پول تأثیر چندانی بر توسعه سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی ندارد. اما در نظریه پول‌گرایان سنتی به رهبری میلتون فریدمن و با ترکیب نظریه فیلیپس و مفهوم انتظارات تطبیقی نشان دادند که سیاست‌های پولی به صورت هدف‌گذاری نرخ پایین رشد حجم پول در کوتاه‌مدت قادر است از کanal کاهش نرخ بهره شرایط لازم برای کاهش نرخ بیکاری و افزایش تولید را فراهم نماید (فرازمند و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۱).

تویین^۱ فوق خنثی بودن پول را مطرح نمود. اما پتینکین و لرهاری^۲ معتقد بودند که مدل تویین یک مدل غیربولی بوده و نتایجی که به حآن‌ها دست یافته از طریق بهینه‌سازی حاصل نشده است.

پترسون و لرنر^۳ (Peterson and lerner, ۱۹۷۱) نشان دادند که بانک مرکزی می‌تواند از طریق قاعده پولی و کنترل بهینه رشد حجم پول در کوتاه‌ترین زمان ممکن اقتصاد را به رشد باشیات برساند. اما سارجنت و والاس (Lucas, Sargent and Wallace) با فرض تشکیل انتظارات به روش عقلایی، بی‌تأثیر بودن سیاست‌های پیش‌بینی شده حتی در کوتاه‌مدت را مطرح نمودند.

کیدلند و پرسکات (Kydland and Prescott) در چارچوب مدل‌های ادوار تجاری نشان دادند، نوسانات دوره‌ای در متغیرهای حقیقی تنها در نتیجه تکانه‌های فنی ایجاد می‌شود. با این وجود از اواخر دهه ۱۹۸۰ کاپارل و کاندیل (Caporale and Kandil) در تحقیقات خود نشان دادند که حتی ادوار تجاری حقیقی هم ریشه‌های پولی و مالی دارند.

از اوایل دهه ۱۹۹۰ هدایت پولی و مالی اقتصاد و لزوم هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب نمود. فیشر^۴ نشان دادند که در اقتصادی که نوسانات تا اندازه زیادی در نتیجه تغییرات تقاضای کل و انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی می‌باشد؛ علاوه بر سیاست‌های پولی، سیاست‌های مالی نیز می‌توانند در کاهش نوسانات موثر باشند.

1. see: Tobin,1965.

2. see: Patinkin and Lehari, 1968.

3. see: Peterson and lerner,1971.

4. see: Blanchard and Fisher,1989.

ایوانس^۱ نشان داد که رشد باثبات اقتصادی در سایه هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی امکان‌پذیر است. به اعتقاد لامبرتینی و راول^۲ لزوم هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی ناشی از این حقیقت است که نوسانات تولید و قیمت‌ها از یکدیگر مستقل نیستند. به عبارت دیگر نوسان هر یک از تولید و تورم به ایجاد نوسان در دیگری منجر می‌شود (جعفری‌صمیمی و طهرانچیان، ۱۳۸۳: ۱۷-۲۱).

مطالعات تجربی گوناگونی در خصوص سیاست‌های پولی و مالی در ایران و سایر کشورهای جهان انجام شده است، در ادامه جهت اختصار به ذکر تعدادی از این مطالعات می‌پردازیم.

ایمودا و همکاران^۳ تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر اقتصاد نیجریه در قالب یک الگوی اقتصاد کلان باز بررسی نموده‌اند. نتایج حاصل از تخمین به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) نشان می‌دهد، سیاست پولی نسبت به سیاست مالی از توان بالاتری در تثبیت اقتصادی برخوردار است.

موسى و آسر^۴

به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی در کشور نیجریه پرداخته‌اند. این کار به روش تصحیح خطای برداری انجام شده است. نتایج نشان داد که هر دو سیاست پولی و مالی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارند اما تأثیر سیاست پولی بیشتر از سیاست مالی است. ازی و اوگیجی^۵ با استفاده از یک مدل تصحیح خطای تأثیر سیاست‌های مالی را بر تولید بخش صنعت در نیجریه بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، سیاست مالی انسباطی از طریق افزایش مخارج دولتی تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی در بخش صنعت دارد.

رکیک و رادنوبیک^۶ در یک تحقیق به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر اقتصاد صربستان پرداخته‌اند. تخمین مدل به روش انگل-گرنجر(Engle-Granger) با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۰۳-۲۰۱۲ انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد، سیاست‌های پولی تأثیر

1. see: Evans, 1999.

2. see: Lambertini and Rovel, 2004.

3. see: Imoudu et al, 2012.

4. see: Musa and Asare, 2013.

5. see: Eze and Ogiji, 2013.

6. see: Rakic and Radenovic, 2013.

مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند اما در خصوص سیاست‌های مالی نمی‌توان با قاطعیت اظهارنظر کرد.

خسروی و کربیمی (۱۳۸۸) تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های ۲۰۰۶-۱۹۶۰ و تخمین به روش تصحیح خطأ بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد، افزایش مخارج دولتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد اما افزایش حجم پول تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی در ایران ندارد.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) در یک تحقیق به نحوه سیاست‌گذاری پولی در فضای سلطه شدید مالی و هدف گذاری ضمنی تورم در اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد، سیاست‌گذاری پولی در بیشتر دوره‌ها، هدف‌گذاری صورت گرفته در برنامه‌های توسعه را رعایت نکرده است.

ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲) تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر ثبات اقتصادی در ایران بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که افزایش مخارج عمرانی دولت، درآمدهای مالیاتی و نرخ ذخیره قانونی باعث افزایش ثبات اقتصادی؛ و افزایش مخارج جاری دولت و نقدينگی باعث کاهش ثبات اقتصادی می‌شوند.

زراء‌نژاد و همکاران (۱۳۹۲) در یک تحقیق به بررسی کارایی اهداف کمی سیاست‌های پولی و مالی در برنامه چهارم توسعه پرداخته‌اند. این کار به روش شبیه‌سازی پویا انجام شده است. براساس نتایج این پژوهش، سیاست‌های پولی و مالی نمی‌توانند اقتصاد را در مسیر بلندمدت تعیین شده در برنامه قرار دهند.

فرازمند و همکاران (۱۳۹۲) به تعیین قواعد سیاست پولی و مالی پهنه‌ی در اقتصاد ایران به روش کنترل پهنه‌ی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد با استفاده از قواعد پهنه‌ی پولی و مالی می‌توان وضعیت متغیرهای کلان اقتصاد را بهبود بخشید و با اتخاذ این قواعد به مهار تورم پرداخت.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) در یک تحقیق تأثیر تکانه‌های پولی و غیرپولی را بر تورم در ایران بررسی نموده تکانه‌های پولی باعث افزایش تورم و تکانه فناوری باعث کاهش تورم می‌شوند.

متفسرآزاد و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران بررسی نموده‌اند. در این راستا از مدل خودرگرسیونی (Autoregressive) با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت هر دو سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده خدمات تأثیرگذارند و این تأثیر در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت می‌باشد.

وجه تمایز تحقیق حاضر نسبت به مطالعات قبلی در این است که در تحقیق حاضر بررسی مقایسه‌ای بین اثرگذاری سیاست پولی و سیاست مالی انجام شده است؛ حال آنکه در بسیاری از تحقیقات قبلی یا تأثیر سیاست پولی و یا تأثیر سیاست مالی مورد بررسی قرار گرفته است. در برخی از مطالعات قبلی که جنبه مقایسه‌ای سیاست پولی و مالی بررسی شده از نظر روش تحقیق با تحقیق حاضر متفاوت هستند. در این گونه تحقیقات از روش‌های تک معادله‌ای و مدل تصحیح خطأ و امثال این روش‌ها استفاده شده و پارامترهای مدل تخمين زده شده است؛ حال آنکه در این تحقیق از روش تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کینزی جدید استفاده شده استو در کنار کالیبراسیون و برآورد پارامترهای مدل، اثر شوک‌های پولی و مالی بر تعادل عمومی اقتصاد بررسی شده است. از این رو، تحقیق حاضر از بعد روش نیز از تحقیقات مشابه قبلی متمایز است. اگرچه در برخی از تحقیقات قبلی از روش تعادل عمومی به بررسی سیاست‌های پولی و یا مالی پرداخته‌اند اما این بررسی‌ها جنبه مقایسه‌ای نداشته و به طور جداگانه انجام شده‌اند.

در تحقیق حاضر پس از طراحی الگوی تعادل عمومی در اقتصاد ایران و تعیین پارامترهای مدل، یک بار شوک پولی به تعادل وارد شده و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران ثبت شده و بار دیگر شوک مالی وارد شده و اثر آن به دست آمده است پس از آن نتایج با همیگر مقایسه شده است. در نتیجه سیاست پولی و سیاست مالی در یک چارچوب یکسان با هم مقایسه شده‌اند.

۳. طراحی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کیnezی جدید در اقتصاد ایران
در طراحی الگو، سه بخش خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شوند. فرایند بهینه‌سازی برای خانوار و بنگاه انجام شده و معادلات بهینه به دست می‌آیند. پس از آن قواعد سیاست‌گذاری دولت و بانک مرکزی به همراه شوک‌های مورد نظر در مدل تبیین می‌گردند.

۱-۳. خانوار

فرض می‌کنیم اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل شده که عمر نامحدود دارد. یک خانوار نمونه را در نظر می‌گیریم که از مصرف کالاهای، اوقات فراغت و نگهداری پول مطلوبیت کسب می‌کند. تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۹۶):

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \frac{M_{t+i}^{1-b}}{P_t} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (1)$$

در این رابطه C مصرف خانوار، $\frac{M}{P}$ تقاضای حقیقی پول و N عرضه نیروی کار می‌باشد. عرضه نیروی کار به صورت بخشی از کل زمان در دسترس می‌باشد. پارامترهای b ، η و σ در تابع مطلوبیت مثبت می‌باشند و به ترتیب عکس کشش تقاضای حقیقی پول، عکس کشش عرضه نیروی کار و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف هستند. β نیز عامل تنزیل بین دوره‌ای می‌باشد و بین صفر و یک است. همچنین در این رابطه E عمل گر انتظارات است.

خانوارها، نیروی کار را برای تولید کالاهای خدمات به بنگاه‌ها عرضه می‌کنند و از این طریق دستمزد (W) می‌گیرند. از طرف دیگر آن‌ها بخشی از درآمد خود را مصرف و بخشی را صرف پرداخت مالیات (Ta_t) نموده مابقی آن را پس‌انداز می‌کنند. پس‌اندازها به صورت سبد دارای نگهداری می‌شوند. پس‌انداز خانوار به صورت پول (M) و یا سرمایه‌گذاری در سهام بنگاه‌ها (i) می‌باشد. خانوارها از محل موجودی سرمایه در دوره‌های قبل (k) نیز کسب درآمد می‌نمایند. فرض می‌شود خانوارها مالک سهام بنگاه‌ها می‌باشند و سود بنگاه‌ها (F_f) که برابر مجموع سود n بنگاه j در هر دوره می‌باشد به خانوارها می‌رسد. به این ترتیب خانوارها در هر دوره زمانی t با قید بودجه زیر مواجه خواهند بود (متولی و همکاران، ۱۳۹۱: ۹۵):

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + i_t + Ta_t = \frac{W_t}{P_t} N_t + r_{t-1} k_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + F_{ft} \quad (2)$$

در هر دوره با توجه به سرمایه‌گذاری انجام شده توسط خانوار و وجود استهلاک، موجودی سرمایه اقتصاد با رابطه زیر تغییر می‌کند:

$$i_t = k_t - (1 - \delta)k_{t-1} \quad (3)$$

در رابطه فوق δ نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد. در طراحی مدل‌های DSGE جهت سادگی از نرخ تورم کینزی یا نرخ تورم ناخالص به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (4)$$

با توجه به توضیح فوق می‌توان نوشت:

$$m_t = \frac{M_t}{P_t}, \frac{M_{t-1}}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \cdot \frac{P_{t-1}}{P_t} = \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (5)$$

از جایگزین کردن روابط ۳، ۴ و ۵ درتابع مطلوبیت و قید بودجه خانوار خواهیم داشت:

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} m_{t+i}^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (6)$$

$$C_t + m_t + k_t - (1-\delta)k_{t-1} + Ta_t = w_t N_t + r_{t-1} k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (7)$$

هدف خانوار حداکثر کردن مطلوبیت یعنی رابطه ۶ با توجه به قید بودجه یعنی رابطه ۷ می‌باشد. شرایط مرتبه اول از حداکترسازی مطلوبیت خانوار به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = C_t^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t} = -\chi N_t^{\eta} + \lambda_t w_t = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} = \gamma m_t^{-b} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = -\lambda_t + \beta r_t E_t \lambda_{t+1} + \beta(1-\delta) \lambda_{t+1} = 0 \quad (11)$$

رابطه ۸ ارتباط مطلوبیت نهایی درآمد (λ) را با مصرف نشان می‌دهد. معادله ۹ عرضه نیروی کار، معادله ۱۰ تقاضای حقیقی پول، معادله ۱۱ عرضه سرمایه را نشان می‌دهند.

۲-۳. بنگاه

در مدل‌های تعادل عمومی کینزی جدید، فرض بر وجود رقابت انحصاری است. از این رو جهت لحاظ نمودن رقابت انحصاری در مدل، دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود. یک دسته از بنگاه‌ها، بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه هستند که در بازار رقابت انحصاری اقدام به

تولید می‌کنند. دسته دوم بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی می‌باشند. این بنگاه‌ها همانند یک جمع‌گر عمل نموده و تولیدات بنگاه‌های نوع اول را خریداری نموده، به صورت کالای نهایی به مصرف‌کنندگان می‌فروشند. این بنگاه‌ها به صورت رقابت کامل عمل می‌کنند. بنابراین در بحث بنگاه بایستی فرآیند حداکثرسازی هر دو نوع بنگاه مد نظر قرار بگیرد.

۱-۲-۳- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه را خریداری می‌کند و از ترکیب آن‌ها کالای نهایی را تولید نموده و به مصرف‌کنندگان می‌فروشد. کالاهای واسطه، جانشین نافص یکدیگر بوده و کشنش جانشینی ثابت θ بین آن‌ها برقرار است. تولیدکننده کالای نهایی، آن‌ها را بر اساس یک جمع‌گر دیکسیت - استیگلیتز (Dixit-Stiglitz Aggregator) که به شکل زیر تعریف می‌شود، ترکیب می‌کند (متولسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۷):

$$y_t = \left[\int_0^1 y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} d_j \right]^{\frac{1}{\theta-1}}, \quad \theta > 1 \quad (12)$$

در این رابطه y_t مقدار تولید کالای نهایی و y_{jt} مقدار تولید کالای واسطه توسط بنگاه j می‌باشند. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند با توجه به قیمت‌های متفاوت کالاهای واسطه، مقدار خرید خود از این کالاهای را طوری تعیین کند تا سودش حداکثر شود. بنابراین تابع سود بنگاه تولیدکننده کالای نهایی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{MAX : } \pi_t = P_t y_t - \int_0^1 P_{jt} y_{jt} d_j \quad (13)$$

بنگاه سود خود را با توجه به قید (۱۲) حداکثر می‌کند از این فرآیند تابع تقاضای جمع‌گر برای کالای تولید شده توسط بنگاه j را به صورت زیر به دست می‌دهد. (فخر حسینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۶-۷):

$$y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t} \right]^{-\theta} y_t \quad (14)$$

از آنجا که تولیدکننده کالای نهایی در بازار رقابت کامل، محصولات خود را می‌فروشد سود آن صفر خواهد بود. شرط سود صفر، قیمت کالا را به صورت زیر به دست می‌دهد (فخر حسینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۷-۶):

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (15)$$

۲-۲-۳- بنگاه تولیدکننده کالای واسطه

فرض می‌شود بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. فرض می‌شود بنگاه نمونهٔ ز سرمایه مورد نیاز خود را در بازار رقابت کامل تأمین می‌کند. هزینهٔ تأمین مالی، نرخ سود یا بهرهٔ بانکی (i) در نظر گرفته می‌شود. همچنین فرض می‌شود بنگاه N_j واحد نیروی کار خود را در بازار رقابت کامل با دستمزد w از خانوارها تأمین می‌کند و تابع تولید از نوع کاب-داگلاس با بازدهی ثابت به مقیاس است. بنابراین تابع تولید بنگاه در دوره t عبارت است از:

$$y_{jt} = Z_t K_{jt-1}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (16)$$

در این رابطه Z_t شوک تکنولوژی یا بهره‌وری است و برای تمام بنگاه‌ها یکسان در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌شود شوک تکنولوژی از یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\ln Z_t = \rho_z \ln(Z_{t-1}) + (1 - \rho_z) \ln(\bar{Z}) + \varepsilon_{zt} \quad (17)$$

در این رابطه $\rho_z \in (0, 1)$ میزان ماندگاری شوک در طول زمان، \bar{Z} مقدار وضعیت پایدار بهره‌وری و ε_{zt} نویه سفید می‌باشند.

برای ورود چسبندگی قیمت‌ها از روش فهرست بهاء (Menu Costs Approach) استفاده می‌شود. در این روش هر بنگاه هنگام تعديل قیمت کالای خود، با یک هزینهٔ فهرست بها مواجه است. به پیروی از آیرلند¹ هر بنگاه برای تعديل قیمت‌های خود در هر دوره، با هزینهٔ درجه دوم زیر رو برو است (آیرلند، ۲۰۰۱: ۹):

1. see:Ireland,2001.

$$AC_{jt} = \frac{\varphi_p}{2} \left[\frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1 \right]^2 y_t \quad (18)$$

در این رابطه، AC_{jt} هزینه تعديل قیمت، $\bar{\pi}$ نرخ تورم در وضعیت پایدار و P_{jt} قیمت کالا را واسطه می‌باشند. φ_p پارامتر هزینه تعديل قیمت است. به این ترتیب تابع سود اسمی بنگاه j در دوره t عبارت است از:

$$F_{jt} = P_{jt}y_{jt} - P_t w_t N_{jt} - r_{t-1} P_t K_{jt-1} - P_t AC_{jt} - \delta P_t K_{jt-1} - P_t Tb_t \quad (19)$$

که در آن F_{jt} سود بنگاه، δ نرخ استهلاک سرمایه، r نرخ سود بانکی و Tb مالیات یکجای پرداختی بنگاه به دولت می‌باشند. هدف بنگاه حداکثر نمودن ارزش حال مجموع سودهای انتظاری حقیقی است یعنی:

$$\max F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \frac{F_{jt}}{P_t} \quad (20)$$

ارزش مطلوبیت نهایی یک واحد سود اضافی توسط خانوار است. فرض شده، صاحبان بنگاه‌ها همانند خانوارها دنبال کسب حداکثر مطلوبیت می‌باشند. شرایط مرتبه اول حداکثر سود بنگاه تولیدکننده کالا را واسطه به صورت زیر به دست آید:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial P_{jt}} &= (1-\theta) \frac{P_{jt}}{P_t} - \varphi_p \left(\frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1 \right) \frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} \frac{y_t}{y_{jt}} \\ &\quad + \beta \varphi_p E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{P_{jt+1}}{\bar{\pi} P_{jt}} - 1 \right) \left(\frac{P_{jt+1}}{\bar{\pi} P_{jt}} \right) \frac{y_{t+1}}{y_{jt}} + \theta \mu_t \\ &= 0 \end{aligned} \quad (21)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{jt}} = -w_t + \mu_t (1-\alpha) \frac{y_{jt}}{N_{jt}} = 0 \quad (22)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{jt}} = -r_{t-1} - \delta + \frac{\alpha}{K_{jt}} E_t \mu_{t+1} y_{jt+1} = 0 \quad (23)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu_t} = Z_t K_{jt-1}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha} - y_{jt} = 0 \quad (24)$$

معادله ۲۱، منحنی فیلیپس کینزی جدید، معادله ۲۲ تقاضای نیروی کار، معادله ۲۳ تقاضای سرمایه و معادله ۲۴ تابع تولید می‌باشند.

۳-۳. دولت و بانک مرکزی

فرض بر این است، هدف دولت، متوازن نگه داشتن بودجه خود است و بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید تا دولت به هدف اصلی خود دست یابد همچنین به دلیل اینکه هدف بانک مرکزی کنترل تورم و افزایش رشد اقتصادی است، در کنار کمک به دولت در رسیدن به هدف خود، بانک مرکزی سعی دارد تا سیاست‌گذاری پولی در جهت رسیدن به این اهداف نیز باشد. مخارج دولت از طریق درآمدهای مالیاتی و درآمد حاصل از فروش نفت تأمین می‌گردد. در صورت توازن بودجه از طریق این دو منبع، خلق پولی اتفاق نمی‌افتد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنانچه با وجود این دو منبع درآمدی، کسری بودجه اتفاق بیافتد دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی که به معنی خلق پول است کسری بودجه خود را تأمین می‌کند. با این وجود نکته قابل توجه این است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی نیز خود در پایه پولی منعکس می‌شود؛ از این رو آنچه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و استقراض از بانک مرکزی است (توكلیان و کمیجانی، ۱۳۹۱ : ۱۶۹). به این ترتیب بیان ریاضی قید بودجه دولت عبارت است از:

$$G_t = Tb_t + Ta_t + \tau OR_t + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (25)$$

در این رابطه، M حجم پول، OR درآمد دولت حاصل از فروش نفت، τ بخشی از درآمدهای نفتی است که توسط دولت به بانک مرکزی فروخته شده و در بودجه دولت لحاظ می‌گردد. Ta مالیات پرداختی خانوارها و Tb مالیات پرداختی بنگاهها می‌باشند. جهت سادگی این دو نوع مالیات با هم جمع شده و به صورت T در رابطه بعدی ظاهر می‌شوند. همانند قبل می‌توان رابطه فوق را بر حسب متغیرهای حقیقی به صورت زیر نوشت:

$$G_t = T_t + \tau OR_t + m_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (26)$$

فرض می‌کنیم مخارج دولت از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln G_t = \rho_G \ln(G_{t-1}) + (1 - \rho_G) \ln(\bar{G}) + \varepsilon_{Gt} \quad (27)$$

ρ_G میزان ماندگاری شوک در طول زمان است و \bar{G} مقدار بثبتات مخارج دولت و ϵ_G نوفه سفید می‌باشد.

همچنین فرض می‌شود در آمدهای نفتی (OR) از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند (متولسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۹-۱۰۰):

$$\ln OR_t = \rho_0 \ln(OR_{t-1}) + (1 - \rho_0) \ln(\bar{OR}) + \epsilon_{Or} \quad (28)$$

به منظور بررسی سیاست پولی بانک مرکزی، از قاعده تیلور تعديل شده که بر حسب نرخ رشد حجم پول تعديل شده است استفاده می‌شود. فرض می‌شود ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی نرخ رشد حجم پول باشد. همچنین فرض می‌شودتابع عکس العمل سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که به دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف دست یابد. بنابراین تابع عکس العمل سیاست‌گذاری پولی به صورت لگاریتم خطی به شکل زیر تعریف می‌شود (توكلیان و کمیجانی، ۱۳۹۱: ۱۷۲-۱۷۳).

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} + \beta_\pi (\hat{\pi}_t) + \beta_y \hat{y}_t \quad (29)$$

در این رابطه، \hat{m}_t درصد انحراف رشد پایه پولی و $\hat{\pi}_t$ درصد انحراف نرخ تورم از مقدار وضعیت پایدارشان می‌باشند. همچنین \hat{y}_t درصد انحراف رشد تولید از مقدار هدف آن است. پارامتر β_π نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف نرخ تورم از مقدار هدف بوده و همچنین β_y نشانگر واکنش نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح بالقوه می‌باشند. بر اساس این قاعده هر دوی این پارامترها باستی منفی باشند. اگر نرخ تورم از نرخ هدف فراتر باشد بانک مرکزی نرخ رشد پایه پولی را در پاسخ به این انحراف به سمت پایین تعديل می‌کند و بالعکس. همچنین اگر تولید از سطح بالقوه پایین تر باشد یعنی اقتصاد در رکود باشد، مقامات پولی می‌باید با سیاست پولی انساطی و تحریک تقاضای کل سطح تولید را افزایش دهند (تقی نژاد عمران و بهمن، ۱۳۹۱: ۱۰).

۳-۴- تعادل عمومی

در تعادل عمومی کلیه بازارها باستی در تسويه باشند. شرط تسويه بازار کالا نيز به صورت زير نوشته می‌شود.

$$y_t + \tau OR_t = C_t + G_t + i_t \quad (30)$$

شرط تسویه بازار کالا آن است که عرضه کل یعنی کل تولید بعلاوه درآمدهای حاصل از فروش نفت با تقاضای کل یعنی جمع مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی برابر باشد. در تعادل، کلیه کارگزاران اقتصادی رفتار مشابهی دارند و شرط تقارن را می‌توان بکار برد. بنابراین خواهیم داشت:

$$C_{jt} = C_t, N_{jt} = N_t, K_{jt} = K_t, D_{jt} = D_t, P_{jt} = P_t, y_{jt} = y_t$$

به این ترتیب معادلات نهایی به دست آمده با لحاظ شرط تقارن عبارتند از:

$$C_t^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (31)$$

$$-\chi N_t^{\eta} + \lambda_t w_t = 0 \quad (32)$$

$$\gamma m_t^{-b} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (33)$$

$$-\lambda_t + \beta r_t E_t \lambda_{t+1} + \beta(1-\delta) E_t \lambda_{t+1} = 0 \quad (34)$$

$$(1-\theta) - \varphi_P \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} - 1 \right) \frac{\pi_t}{\bar{\pi}} + \beta \varphi_P E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{\pi_{t+1}}{\bar{\pi}} - 1 \right) \left(\frac{\pi_{t+1}}{\bar{\pi}} \right) \frac{y_{t+1}}{y_t} + \theta \mu_t = 0 \quad (35)$$

$$-W_t + \mu_t (1-\alpha) \frac{y_t}{N_t} = 0 \quad (36)$$

$$-r_{t-1} - \delta + \frac{\alpha}{K_t} E_t \mu_{t+1} y_{t+1} = 0 \quad (37)$$

$$Z_t K_{t-1}^\alpha N_t^{1-\alpha} - y_t = 0 \quad (38)$$

$$i_t = k_t - (1-\delta) k_{t-1} \quad (39)$$

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} + \beta_\pi \hat{\pi}_t + \beta_y \hat{y}_t \quad (40)$$

$$G_t = T_t + \tau OR_t + m_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (41)$$

$$y_t + \tau OR_t = C_t + G_t + i_t \quad (42)$$

$$Ln Z_t = \rho_z \ln(Z_{t-1}) + (1-\rho_z) \ln(\bar{Z}) + \varepsilon_{zt} \quad (43)$$

$$Ln G_t = \rho_G \ln(G_{t-1}) + (1-\rho_G) \ln(\bar{G}) + \varepsilon_{Gt} \quad (44)$$

$$Ln OR_t = \rho_o \ln(OR_{t-1}) + (1-\rho_0) \ln(\bar{OR}) + \varepsilon_{0t} \quad (45)$$

معادلات ۳۱ تا ۴۵ به روش اهلیگ (Uhlig)، لگاریتم خطی شده و معادلات نهایی وارد نرم افزار

داینر (Dynare) تحت متلب می‌شوند. از اینجا به بعد محاسبات توسعه نرم افزار صورت می‌گیرد.

۴. برآورد پارامترهای مدل

برخی از پارامترها مانند نرخ استهلاک نیاز به برآورد ندارند و مقدار آن‌ها بر اساس مقادیر باثبات متغیرها به دست می‌آید. بر اساس قاعده حرکت سرمایه داریم:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + i_t$$

این رابطه در وضعیت پایدار به صورت زیر خواهد بود:

$$\bar{K} = (1 - \delta)\bar{K} + \bar{i}$$

در نتیجه خواهیم داشت:

$$\delta = \frac{\bar{i}}{\bar{K}}$$

با فرض اینکه میانگین سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه بیانگر مقدار وضعیت پایدار این متغیرها باشند می‌توان نرخ استهلاک سرمایه خصوصی را به دست آورد. این نرخ با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران ۰،۰۴۲ برآورد شد. از جمله پارامترهای دیگر که نیاز به برآورد ندارند و باید کالیبره شوند می‌توان به مقدار وضعیت پایدار متغیرها اشاره کرد که به صورت نسبت‌های باثبات هنگام لگاریتم خطی‌سازی در معادلات ظاهر شده‌اند. این نسبت‌های سالم با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به $\frac{\bar{T}}{\bar{R}}$, $\frac{\bar{G}}{\bar{G}}$, $\frac{\bar{m}}{\bar{G}}$, $\frac{\bar{C}}{\bar{y}}$, $\frac{\bar{G}}{\bar{y}}$, $\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$ می‌باشند. این نسبت‌ها، با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به سالهای ۹۴-۱۳۵۷ منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه شدند، نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱ – پارامترها و نسبت‌های باثبات کالیبره شده بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

| منبع | مقدار | پارامتر |
|---|-------|---------|
| نرخ استهلاک سرمایه | | |
| محاسبات تحقیق | ۰/۰۴۲ | |
| نسبت باثبات درآمدهای مالیاتی به مخارج دولت | ۰/۲۷۳ | |
| نسبت باثبات درآمدهای نفتی به مخارج دولت | ۰/۴۷ | |
| نسبت باثبات حجم پول به مخارج دولت | ۰/۹۷ | |
| نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت | ۰/۶۳۴ | |
| نسبت باثبات مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت | ۰/۲۹ | |
| نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت | ۰/۳۲۷ | |
| نسبت باثبات درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت | ۰/۲۱۲ | |

منبع: متولی و همکاران، محاسبات تحقیق

برای تعیین پارامترهایی که نیاز به برآورد دارند، از روش بیزین استفاده می‌شود. در این روش، انتخاب توزیع پیشین (Prior Distribution) برای هر پارامتر از اهمیت خاصی برخوردار است. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. در جدول ۲ پارامترهای قابل برآورد به همراه توزیع پیشین در نظر گرفته شده برای آن‌ها آمده‌اند.

جدول ۲- ویژگی‌های توزیع پیشین پارامترهای قابل برآورد

| منبع | انحراف معیار | مقدار پارامتر | توزیع پیشین | پارامتر |
|---|--------------|---------------|-------------|--|
| عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۵ | ۱/۵۷۶ | گاما | |
| طائی (۱۳۸۵) | -۰.۰۵ | ۲/۸۹ | گاما | عکس کشش عرضه نیروی کار |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۵ | ۲/۳۹ | گاما | عکس کشش تقاضای حقیقی پول |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۲ | ۰/۹۶۵ | بنتا | نرخ ترجیحات زمانی مصرف کننده |
| کاوند (۱۳۸۸) | -۰.۰۲ | ۰/۴۲ | بنتا | کشن تولیدی سرمایه |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۵ | -۱/۴۵ | نرمال | ضریب تورم در قاعده سیاست‌گذاری پولی |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۱ | -۲/۳۴ | نرمال | ضریب تولید در قاعده سیاست‌گذاری پولی |
| ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹) | -۰.۰۵ | ۴/۲۶ | نرمال | پارامتر هزینه تعديل قیمت |
| ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹) | -۰.۰۵ | ۴/۳۳ | نرمال | کشن جانشینی بین کالاهای واسطه |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۲ | ۰/۸ | بنتا | درصد درآمدهای نفتی در بودجه دولت |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۵ | ۰/۹۲ | بنتا | ضریب خودرگرسیونی شوک مخارج دولت |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۲ | ۰/۷۹ | بنتا | ضریب انورگرسیو در قاعده سیاست‌گذاری پولی |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | -۰.۰۲ | ۰/۹ | بنتا | ضریب خودرگرسیونی شوک تکنولوژی |
| ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹) | -۰.۰۱ | ۰/۲۶۵ | بنتا | ضریب خودرگرسیونی شوک درآمدهای نفتی |
| ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹) | ۰۰ | -۰/۱ | گامای معکوس | انحراف معیار شوک مخارج دولتی |
| ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹) | ۰۰ | -۰/۰۵ | گامای معکوس | انحراف معیار شوک درآمدهای نفتی |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | ۰۰ | -۰/۱ | گامای معکوس | انحراف معیار شوک تکنولوژی |
| توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱) | ۰۰ | -۰/۱ | گامای معکوس | انحراف معیار شوک حجم پول |

منبع: ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۱)، توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)، کاوند (۱۳۸۸) و طائی (۱۳۸۵)

در رویکرد بیزین (Bayesian)، روش حداکثر درستنمایی (Maximum Likelihood) با توزیع پیشین ترکیب می‌شود و توزیع پسین (Posterior Distribution) به دست می‌آید؛ اما چگونگی ترکیب این دو خود از اهمیت خاصی برخوردار است. این کار توسط روشی به نام شبیه‌سازی مونت‌کارلو با زنجیره مارکوف^۱ (MCMC) انجام می‌گیرد.

در روش MCMC می‌خواهیم با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو یک نمونه انتخاب کنیم که از مارکوف مرتبه اول باشد. برای این کار از الگوریتم متropolیس – هستینگز^۲ (MH) استفاده می‌شود. در این روش چندین زنجیره (بلوک) با حجم‌های مساوی برای بدست آوردن توزیع پسین پارامترها شبیه‌سازی می‌شود. در ابتدا داده‌های تحقیق، با استفاده از فیلتر هدريك – پرسکات (Hodrick- Prescott) روندزادی شده‌اند.

برای تعیین مقادیر بائبات متغیرها از فیلتر هدريك – پرسکات (HP) با $\lambda = 100$ استفاده شد. در نهایت از الگوریتم متropolیس – هستینگز با پنج زنجیره موازی با حجم‌های پنجاه‌هزار تا ی برای تعیین توزیع پسین پارامترها استفاده شد؛ برآورد مدل در فضای برنامه دایر تحت نرم افزار متلب انجام شده است. نتایج حاصل از برآورد پارامترها به روش بیزین با استفاده از الگوریتم متropolیس – هستینگز در جدول ۳ آورده شده است. در این جدول جهت مقایسه، توزیع پیشین پارامترها نیز آمده است.

جدول ۳- نتایج برآورده پارامترهای مدل

| θ | φ_P | β_y | β_π | α | β | b | H | σ | پارامتر |
|----------|-------------|-----------|-------------|-------------|----------|----------|----------|----------|---------------|
| ۴/۳۲۹ | ۴/۲۶۰ | -۲/۲۹۸ | -۱/۴۱۳ | ۰/۴۲۵ | ۰/۸۹۸۷ | ۲/۳۹۶۴ | ۲/۸۹۳۳ | ۱/۴۸۴۶ | مقدار پارامتر |
| ۰/۰۴۹۷ | ۰/۰۴۹۸ | ۰/۱۵ | ۰/۰۵۰۱ | ۰/۰۲۰ | ۰/۰۲۸۹ | ۰/۰۵۰ | ۰/۰۵۰ | ۰/۰۴۹۳ | انحراف معیار |
| e_m | e_z | e_{or} | e_G | ρ_{OR} | ρ_z | ρ_m | ρ_G | τ | پارامتر |
| ۰/۳۳۷ | ۰/۰۶۱۵ | ۰/۳۱۷ | ۰/۰۶۱۵ | ۰/۲۶۵ | ۰/۸۹۲ | ۰/۷۹۶ | ۰/۵۸۳ | ۰/۰۵۰ | مقدار پارامتر |
| ۰/۰۵۰ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۵۲۳ | ۰/۰۱۳۷ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۱۶۴ | ۰/۰۱۹۸ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۲۰ | انحراف معیار |

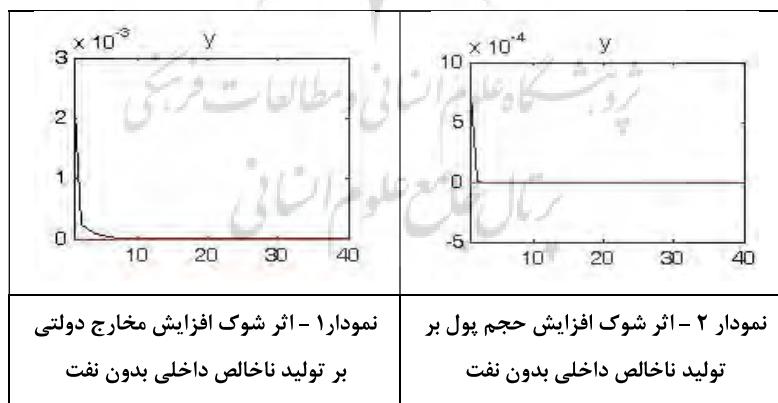
منبع: محاسبات تحقیق

1. Markov Chain Monte Carlo
2. Metropolis. Hastings

۵. تجزیه و تحلیل نتایج

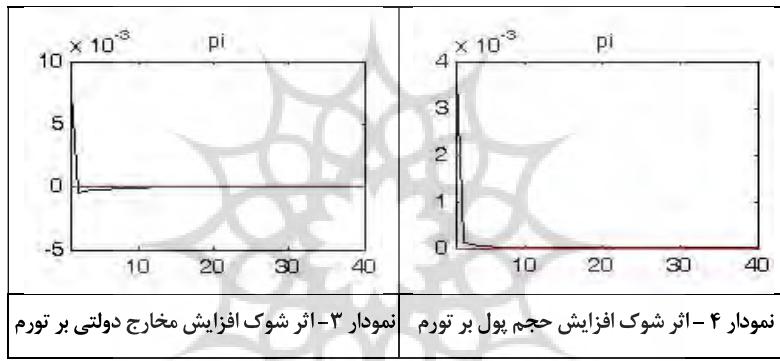
پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از این پارامترها در مدل و بررسی تأثیر شوک‌ها در اقتصاد ایران است. به این منظور پس از اعمال شوک مورد نظر به مدل، عمل شبیه‌سازی بانصدهزار بار انجام شده و حاصل آن به دست آمدن توابع عکس‌العمل آنی^۱ (IRF) است. بنابراین مطابق با اهداف تحقیق یکبار شوک افزایش مخارج دولتی به اندازه یک درصد و بار دیگر شوک افزایش حجم پول به اندازه یک درصد به طور جداگانه به مدل وارد شده و نتایج آن بررسی می‌شود.

در نمودار ۱ شوک افزایش مخارج دولتی به اندازه یک درصد، تولید ناخالص داخلی بدون نفت را در همان دوره به اندازه ۰/۲ درصد افزایش می‌دهد هم‌گام با از بین رفتن اثر شوک، تولید نیز کاهش یافته و پس از گذشت تقریباً شش دوره به مقدار بلند مدت خود باز می‌گردد. در نمودار ۲ شوک افزایش حجم پول به اندازه یک درصد، مقدار تولید را به میزان ۰/۷ درصد در همان دوره افزایش می‌دهد با از بین رفتن اثر شوک مقدار تولید نیز کاهش یافته و پس از گذشت تقریباً دو سال به مقدار بلند مدت خود باز می‌گردد. مقایسه نمودارهای ۳ و ۴ نشان می‌دهد، تأثیر گذاری سیاست مالی (افزایش مخارج دولتی) بر تولید بیشتر از سیاست پولی (افزایش حجم پول) است. همچنین ماندگاری اثر سیاست مالی بر تولید طولانی‌تر از سیاست پولی است.



1. Impulse Response Function

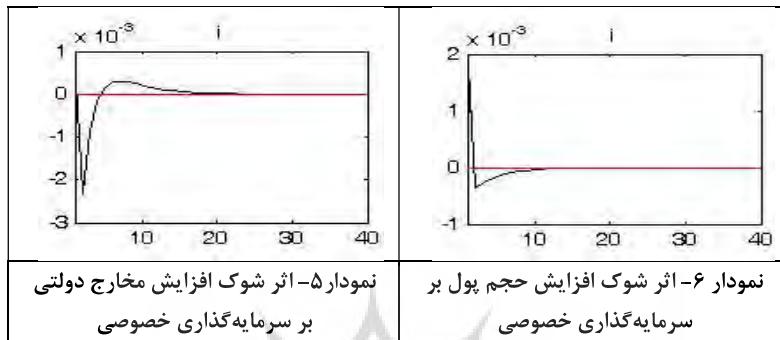
در نمودار ۳ شوک افزایش مخارج دولتی به اندازه یک درصد، نرخ تورم را به میزان ۶٪ درصد در همان دوره افزایش می‌دهد. همگام با از بین رفتن اثر شوک، نرخ تورم نیز کاهش یافته و به سرعت در طول یک دوره به مقدار بلند مدت خود باز گشته و با اندکی نوسان در مسیر بلندمدت قرار می‌گیرد. در نمودار ۴ یک درصد افزایش در حجم پول، نرخ تورم را به اندازه ۰٪ درصد در همان دوره افزایش داده است. با تحلیل اثر شوک، تورم کاهش یافته پس از گذشت تقریباً ۵ دوره به مقدار بلندمدت خود باز می‌گردد. مقایسه دو نمودار ۳ و ۴ نشان می‌دهد، سیاست مالی نرخ تورم را نسبت به سیاست پولی بیشتر افزایش داده اما ماندگاری آن کمتر است.



نمودارهای ۵ و ۶ تأثیر شوک‌های پولی و مالی را بر سرمایه‌گذاری خصوصی نشان می‌دهند. در نمودار ۵، شوک یک درصد افزایش در مخارج دولتی، سرمایه‌گذاری خصوصی را تا پایان دوره اول به اندازه ۰٪ درصد کاهش می‌دهد. پس از آن با تحلیل اثر شوک، سرمایه‌گذاری شروع به افزایش می‌کند و تقریباً در دوره پنجم به مقدار بلندمدت خود قرار می‌رسد و اندکی نیز فراتر رفته و در نهایت در یک دوره طولانی در مسیر بلندمدت خود قرار می‌گیرد. در مجموع، افزایش مخارج دولتی، سرمایه‌گذاری خصوصی را در مدت پنج دوره در زیر مقدار بلندمدت خود قرار می‌دهد و اثر جایگزینی جبری اتفاق می‌افتد.

در نمودار ۶، شوک یک درصد افزایش حجم پول، در همان دوره سرمایه‌گذاری را به اندازه ۱۵٪ درصد افزایش می‌دهد. با تحلیل اثر شوک، سرمایه‌گذاری به سرعت کاهش یافته و در طول یک سال به مقدار بلندمدت خود باز می‌گردد و با اندکی نوسان در مسیر بلند مدت قرار می‌گیرد.

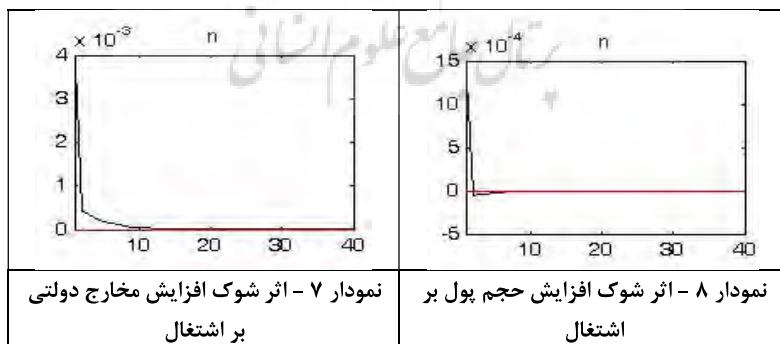
مقایسه این دو نمودار نشان می‌دهد، سیاست پولی اببساطی با افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی و سیاست مالی اببساطی با کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی همراه است. اثر این دو سیاست بر سرمایه‌گذاری از لحاظ ماندگاری تقریباً یکسان است.



در نمودار ۷ شوک افزایش مخارج دولتی به اندازه یک درصد، اشتغال را به اندازه $\frac{3}{5} \times 10^{-3}$ درصد در همان دوره افزایش می‌دهد. همراه با از بین رفتن اثر شوک، اشتغال نیز کاهش می‌یابد. این کاهش ادامه یافته و در یک دوره تقریباً ۱۰ ساله به مقدار بلندمدت خود می‌رسد. اما بخش اعظم افزایش اولیه در اشتغال در سال اول کاهش می‌یابد.

در نمودار ۸ افزایش حجم پول به اندازه یک درصد باعث افزایش اشتغال به میزان $\frac{1}{10} \times 10^{-3}$ درصد در همان دوره می‌شود. با کاهش اثر شوک، اشتغال به سرعت کاهش یافته و در طول یک سال به مقدار بلند مدت خود باز می‌گردد.

مقایسه این دو نمودار نشان می‌دهد، اثر سیاست مالی اببساطی بر اشتغال هم از لحاظ مقدار افزایش اشتغال و هم از لحاظ ماندگاری از سیاست پولی بیشتر است.



در جدول ۴ خلاصه نتایج شوک‌های افزایش حجم بول و مخارج دولتی با هم مقایسه شده است.

جدول ۴ - مقایسه اثرات افزایش حجم بول و مخارج دولتی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران

| اشتعال(درصد) | سرمايه‌گذاري(درصد) | تورم(درصد) | توليد(درصد) | |
|-----------------|--------------------|----------------|-----------------|--------------------------------|
| افزایش (+۱) | افزایش (+۱۵) | افزایش (+۳) | افزایش (+۰۷) | افزایش حجم بول (۱ درصد) |
| افزایش (+۳۵) | کاهش (-۰۲۵) | افزایش (+۶) | افزایش (+۲) | افزایش مخارج دولتی (۱ درصد) |

منبع: نتایج تحقیق

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این تحقیق اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر اقتصاد ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید بررسی شد. برای طراحی مدل، سه بخش خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی در نظر گرفته شد. در ابتدا پس از تعریفتابع مطلوبیت برای خانوار و لحاظ نمودن قید بودجه از بهینه‌سازی رفتار خانوارها شرایط مرتبه اول در این بخش به دست آمد. پس از آن فرایند حداکثرسازی رفتار بنگاه‌ها بررسی شد. در این بخش جهت برقراری فرض رقابت انحصاری، بنگاه‌ها به دو دسته تولیدکننده کالای واسطه و تولیدکننده کالای نهایی تقسیم شدند و معادلات حاصل از فرایند بهینه‌سازی رفتار هر یک از این تولیدکنندگان استخراج شد. جهت لحاظ نمودن چسبندگی قیمت در فرایند حداکثرسازی سود بنگاه‌ها از روش فهرست بهای روتمبرگ استفاده شد.

در بخش دولت و بانک مرکزی، قواعد سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی و قید بودجه دولت به مدل اضافه گردید. شوک‌های تکنولوژی، مخارج دولتی و درآمدهای نفتی نیز وارد مدل شدند. در مجموع تعادل عمومی اقتصاد با پائزده معادله برقرار گردید. پس از آن، تخمین پارامترهای مدل انجام شد. برای این کار از روش بیزین و کالیبراسیون استفاده گردید. به این ترتیب تعادل عمومی اقتصاد کامل شد. در آخر، تغییرات حجم بول و مخارج دولتی به عنوان

شوک‌های خارجی به طور جداگانه به مدل وارد شدن و در نتیجه توابع عکس العمل آنی متغیرهای کلان اقتصاد نسبت به این شوک‌ها به دست آمد.

نتایج نشان داد، شوک افزایش حجم پول، باعث افزایش تولید، سرمایه‌گذاری و استغال در کنار افزایش تورم می‌شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولتی، تولید، اشتغال و تورم را افزایش می‌دهد اما سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر افزایش مخارج دولتی همراه با اثر جایگزینی جبری است. همچنین نتایج نشان داد شدت اثرگذاری شوک مخارج دولتی و همچنین ماندگاری آن، بیشتر از شوک حجم پول است.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی

منابع

الف) فارسی

۱. ابراهیمی، ایناز؛ و اصغر شاهمرادی (۱۳۸۹)، ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کیزی جدید؛ رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
۲. تقی نژاد عمران، وحید؛ و محمد پهمن (۱۳۹۱)، «قاعدۀ گسترش یافته تیلور: مطالعه موردی ایران»، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۹ صص ۱۹-۱.
۳. توکلیان، حسین؛ و اکبر کمیجانی (۱۳۹۱)، «قاعدۀ یا صلاح‌دید رفتار سیاسی بانک مرکزی در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی»؛ رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
۴. توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، «بررسی محتنی فلیپس کیزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۷ صص ۱-۲۲.
۵. جعفری صمیمی، احمد؛ و طهرانچیان، امیرمنصور (۱۳۸۳)، «بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمدۀ اقتصاد کلان در ایران»، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۵ صص ۲۱۳-۲۴۲.
۶. جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایناز؛ و روزبه بالونزاد نوری (۱۳۹۳)، «ائز تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، شماره ۱۰ صص ۱-۳۲.
۷. زراء نژاد، منصور؛ منتظر حجت، امیرحسین؛ و سحر معتمدی (۱۳۹۲)، «بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و مالی بر شاخص‌های کلان اقتصاد ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۱۰ صص ۱۳۸-۱۱۵.
۸. ستودنه‌یا، سلمان؛ و فربیبا عابدی (۱۳۹۲)، «تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران»، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان دوره* ۱ شماره ۳ صص ۱۰۳-۱۱۵.
۹. شفیعی، سمیه (۱۳۸۷)، «تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر توزیع درآمد در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس».
۱۰. طالی، حسین (۱۳۸۵)، «تابع عرضه نیروی کار، تحیلی بر پایه داده‌های خرد. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*»، شماره ۲۹ صص ۹۳-۱۲۲.
۱۱. فرازمند، حسن؛ قربان نژاد، مجتبی؛ و عبدالله پور‌جوان (۱۳۹۲)، «تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۷ صص ۶۹-۸۸.
۱۲. کاوند، حسین (۱۳۸۸)، «تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران».
۱۳. کمیجانی، اکبر؛ و حسین توکلیان (۱۳۹۱)، «سیاست گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸ صص ۸۷-۱۱۷.

۱۴. فخر حسینی سیدفخر الدین؛ شاهمرادی اصغر؛ و محمدعلی احسانی (۱۳۹۱)، «چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۱ صص ۱-۳۰.
۱۵. متفکرآزاد، محمدعلی؛ محسنی زنوری، سیدجمال الدین؛ و امید محمدقلی پورتپه (۱۳۹۵)، «بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران»، *دوفصلنامه پولی و مالی*، شماره ۲۳ صص ۱-۱۸.
۱۶. متولی، محمود؛ ابراهیمی، ایناز؛ شاهمرادی، اصغر؛ و اکبر کمیجانی (۱۳۸۹)، «طراحی یک الگوی تعادل عمومی تصادفی کیزی جدید برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. دوره ۱۰ شماره ۴ صص ۸۷-۱۱۶.

ب) لاتین

17. Eze, Onyekachi Richard. & Ogiji, Festus. (2013). Impact of Fiscal Policy on the Manufacturing Sector Output in Nigeria: An Error Correction Analysis. *International Journal of Business and Management Review (IJBMR)*, Vol.1, No.3, PP. 35-55.
18. Imoudu, Egwaikhide Christian, & Anthony, Enoma. (2012). Counter-Factual Analysis of the Nigerian Economy: A Test of the Relative Potency of Monetary and Fiscal Policies. *International Journal of Business, Humanities and Technology*, Vol.2, No.4, PP.112-121
19. Ireland, Peter, (2001), Money Role in the Monetary Business Cycle, National Bureau of Economic Research, Working Paper, 8115.
20. Musa, Yakubu. & Asare, Bethany. (2013). Long and short Run Relationship Analysis of Monetary and Fiscal Policy on Economic growth in Nigeria: A VEC Model Approach. *Research journal of Applied Science, engineering and Technology*. Vol.5, No.10, PP. 3044-3051.
21. Biljana, Rakic. & Tamara, Radenovic. (2013). The Effectiveness of Monetary and Fiscal Policy in Serbia. *Industrija*, Vol.41, No, 2, PP. 103-122.