

تاثیر نااطمینانی مالی بر سیاست پولی، تورم و تولید در ایران: یک الگوی مربع - خطی - جهشی مارکف

کریم اسلاملو بیان^۱

سارا مهرعلیان^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۲۰

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۰۱/۲۳

چکیده

هدف این مطالعه بررسی نقش نااطمینانی مالی در اتخاذ سیاست پولی و اثرات آن بر تورم و تولید ناخالص ملی در ایران است. در اینجا، نااطمینانی مربوط به چگونگی تاثیر متغیرهای مالی بر سایر متغیرهای اقتصادی است. در این راستا، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید که امکان بررسی اثرات اصطکاک مالی بر سیاست پولی را فراهم می‌کند، برآورد می‌شود. بنا به فرض، اقتصاد می‌تواند بین دو وضعیت نرمال و غیرنرمال (فشار مالی) تغییر کند. ابتدا با استفاده از روش حداکثر درستمایی، پارامترهای الگوی نرمال تخمین زده شده و در مرحله بعد با روش متروپلیس - هستینگز گام تصادفی پارامترهای الگوی مربع - خطی - جهشی مارکف برآورد می‌شود. با کمک توابع ضربه - واکنش، عکس‌العمل متغیرهای کلیدی به سه تکانه ۱- تورم، ۲- شکاف تولید و ۳- شکاف نرخ سود بانکی در حالت‌های مختلف استخراج و تحلیل می‌شود. بر اساس یافته‌ها، واکنش سیاست پولی نسبت به این تکانه‌ها در زمان غیرنرمال تحت شرایط اطمینان، شدیدتر از حالت عدم اطمینان است. نتایج، بیانگر اهمیت توجه توسط سیاستگذار به نااطمینانی و اصطکاک مالی برای جلوگیری از اتخاذ سیاست پولی نادرست است.

واژگان کلیدی: نااطمینانی مالی، الگوی مربع - خطی - جهشی مارکف، سیاست بهینه پولی،

ایران

طبقه‌بندی JEL: E42, E52, E58

۱- مقدمه

اختلالات در بازارهای مالی و اعتباری می‌تواند کل اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد. اهمیت بالقوه تاثیر عوامل مالی در ادبیات نظری مشخص است، اما تاثیر آنها روی متغیرهای اقتصادی مهم مانند تورم، تولید ناخالص داخلی و همچنین نحوه اتخاذ سیاست پولی در قالب الگوهای کاربردی کمتر بررسی شده است.

بی شک نااطمینانی در خصوص چگونگی اثرگذاری عوامل مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مسائل مهم برای سیاستگذارها است. به عبارت دیگر، سیاستگذار ممکن است به این دلیل که از وضعیت درست اقتصاد آگاهی ندارد، تاثیر عوامل مالی را بر اقتصاد در نظر نگیرد. در نظر گرفتن نااطمینانی در مورد تاثیر متغیرهای مالی روی متغیرهای کلیدی اقتصاد، می‌تواند به سیاستگذار کمک کند که با شناخت بهتر محیط حاکم اقتصادی، سیاست‌های مناسب‌تری اتخاذ کند.

این پژوهش با استفاده از یک الگوی جهشی مارکف، واکنش‌های متغیرهای کلان اقتصادی به تکان‌های مالی را تحت شرایط عدم اطمینان برای دو حالت سیاست بهینه مشاهده شده^۱ (سیاست بهینه با این فرض که سیاستگذار در هر زمان از شرایط حاکم بر اقتصاد آگاهی دارد، یعنی مدل حاکم بر اقتصاد را می‌داند) و سیاست بهینه مشاهده نشده^۲ (سیاست بهینه با این فرض که سیاستگذار در هر زمان از شرایط حاکم بر اقتصاد آگاهی ندارد، یعنی مدل حاکم بر اقتصاد را نمی‌داند) مورد بررسی قرار می‌دهد.

برخی مطالعات مانند تحقیقات کریستانا و دیگران (۲۰۰۳) و گرتلر و دیگران^۳ (۲۰۰۷) بر نقش اصطکاک‌های مالی^۴ در تعیین سیاست پولی تاکید کرده‌اند. تا قبل از مطالعه ویلیامز^۵ (۲۰۱۲) در دیگر مطالعات پیرامون سیاست‌های پولی به نقش مهم نااطمینانی در مورد عوامل مالی و تاثیر آن روی سیاست پولی اقتصاد توجه لازم نشده است.

1- Observable Optimal Policy

2- Unobservable Optimal Policy

3- Gertler *et al.*

4- Financial Frictions

5- Williams

در ایران مطالعاتی در قالب سیستم معادلات همزمان، خودرگرسیون برداری، الگوهای تعادل عمومی قابل محاسبه^۱ و در سال‌های اخیر الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی^۲ برای بررسی رفتارهای متغیرهای کلان اقتصادی و اثر تکانه‌ها بر آنها صورت گرفته است. اما ملاحظه خواهد شد که هیچ کدام از مطالعات انجام شده در ایران به بررسی تاثیر نااطمینانی مالی بر سیاست پولی نپرداخته‌اند. هدف اصلی این مقاله پر کردن این خلأ در ادبیات مربوط به اقتصاد ایران است.

هدف این پژوهش - به طور ویژه - بررسی واکنش متغیرهای تورم، تولید ناخالص ملی و نرخ رشد حجم پول در ایران به تکانه‌های مالی تحت شرایط نااطمینانی در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید است. نااطمینانی در اینجا مربوط به چگونگی تاثیر عوامل مالی روی متغیرهای اقتصادی است. در این راستا دو الگو در نظر گرفته می‌شود؛ در الگوی اول اثر بخش مالی نادیده گرفته می‌شود، اما در دومی این اثر وارد می‌شود. الگوی اول را مدل زمان نرمال و الگوی دوم را مدل زمان غیرنرمال^۳ می‌نامیم. جهت در نظر گرفتن نااطمینانی از الگوی مربع - خطی - جهشی مارکوف^۴ استفاده شده است. الگوی مورد استفاده، امکان بررسی رفتار یک اقتصاد را در دو حالت نرمال و غیرنرمال فراهم می‌سازد.

این تحقیق رفتار متغیرهای کلان در اقتصاد ایران را با توجه به قاعده سیاست پولی حاکم بر بانک مرکزی ایران، یعنی هدفگذاری نرخ رشد حجم پول در صورت وجود نااطمینانی مالی مورد مطالعه قرار می‌دهد.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه و در بخش دوم، پیشینه تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به مبانی نظری و ساختار الگو اختصاص دارد. برآورد الگو

1- Computable General Equilibrium (CGE)

2- Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

۳- الگوی زمان نرمال (Normal Time) بدون توجه به اصطکاک مالی و بحران ارائه می‌شود. در زمان نرمال شرایط بازارهای مالی برای سیاست پولی اهمیت ندارد، اما الگوی زمان غیرنرمال (Abnormal Time) با وجود اصطکاک مالی مطرح می‌شود. برای جزئیات بیشتر به قسمت‌های ۱-۳ و ۲-۳ مقاله مراجعه شود.

4- Markov jump-linear-quadratic (MJLQ)

و نتایج شبیه‌سازی مدل در بخش چهارم ارائه شده است. بخش پنجم و پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- پیشینه تحقیق

اناتسکی و ویلیامز^۱ (۲۰۰۳) با استفاده از الگوی رودبوش و اسونسن^۲ (۱۹۹۹) به بررسی تاثیرات نااطمینانی روی تصمیمات پولی در کشور آمریکا پرداختند. آنها با بکارگیری روش بیزی و تعیین سیاست بهینه پولی نشان دادند که فرضیات مختلف در مورد نااطمینانی منجر به تفاوت شدید در توصیه‌های سیاستی می‌شود.

اسونسن و ویلیامز^۳ (۲۰۰۸) نیز جهت بررسی سیاست پولی بهینه در شرایط عدم اطمینان در آمریکا، الگوی تبدیل مارکف را برای دو الگو، یکی الگوی گذشته‌نگر رودبوش و اسونسن و دیگری الگوی آینده‌نگر کینزی جدید لیند^۴ را بکار می‌برند. برای این کار آنها از الگوی مربع-خطی-جهشی مارکف استفاده کردند. الگوی بکار گرفته شده به گونه‌ای تعمیم یافت که بتواند متغیرهای آینده‌نگر و مشاهده نشده را نیز دربرگیرد. به پیروی از این تحقیقات، ویلیامز (۲۰۱۲) به بررسی نقش سیاست پولی در کاهش اثرات بحران‌های مالی در کشور آمریکا با استفاده از یک الگوی مربع-خطی-جهشی مارکف می‌پردازد. وی نشان می‌دهد که نااطمینانی در مورد بحران‌های مالی باعث تغییرات قابل ملاحظه‌ای در سیاست بهینه پولی می‌شود.

در ایران نیز مطالعاتی مانند شاهمرادی و دیگران (۱۳۸۹)، بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)، مشیری و دیگران (۱۳۹۰)، توکلیان (۱۳۹۱)، زراءنژاد و انواری (۱۳۹۱) و شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) با استفاده از الگوهای دینامیکی تصادفی کینزی‌های جدید به بررسی رفتار پویای اقتصاد ایران پرداخته‌اند. البته باید توجه داشت که این مطالعات به بررسی مساله نااطمینانی مالی و تاثیراتی که می‌تواند روی متغیرهای کلیدی اقتصاد بگذارد، نپرداخته‌اند.

1- Onatski and Williams

2- Rudebusch and Svensson

3- Svensson and Williams

4- Linde

برای نمونه، شاهمرادی و دیگران (۱۳۸۹) نشان می‌دهند که نوسان سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به تولید غیرنفتی بیشتر و نوسان تولید غیرنفتی در مقایسه با مصرف خصوصی کمتر است.

بهرامی و قریشی (۱۳۹۰) نشان می‌دهند که در صورت بروز تکانه‌های فناوری و درآمد نفتی، سناریوی هدفگذاری نرخ ارز، سطح تولید و اشتغال را بیشتر متأثر می‌سازد البته سناریوی هدفگذاری نرخ تورم، ثبات بیشتری برای این متغیرها فراهم می‌آورد. مشیری و دیگران (۱۳۹۰) درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران را بررسی می‌کنند و توکلیان (۱۳۹۱) سه نوع منحنی فیلیپس کینزی جدید همراه با دو نوع رفتار سیاستی برای بانک مرکزی که در یکی از آنها نرخ رشد حجم پول تنها بر اساس تورم و در دیگری این نرخ بر اساس دو متغیر تورم و شکاف تولید تعیین می‌شود آزمون می‌کند.

زراءنژاد و انواری (۱۳۹۱) با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، نشان می‌دهند که تابع سیاستی با افزایش تورم، شکاف تولید و حجم نقدینگی، افزایش نرخ بهره یکی از بهترین راه‌ها برای کاهش بی‌ثباتی است.

شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) با استفاده از یک الگو شامل چهار معادله تقاضای کل، عرضه کل، قیمت نفت و رابطه‌ی تیلور با این فرض که هدف بانک مرکزی پیگیری همزمان نرخ تورم هدف و شکاف تولید است، قاعده سیاست پولی را برآورد می‌کنند. با توجه به مکانیزم انتقال پولی، قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران تابعی از شکاف تورم، شکاف تولید و نرخ رشد درآمدهای نفتی است. نتایج نشان می‌دهد نرخ رشد حجم پول اثری بر شکاف تولید نداشته و به طور کامل در انتظارات تورمی انعکاس می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش درآمدهای نفتی سبب افزایش چهار درصدی تورم می‌شود.

بر اساس بررسی‌های صورت گرفته، مطالعات داخلی که در فضای الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی صورت گرفته به اثرات نااطمینانی مالی بر سیاست‌گذاری پولی و از آن طریق بر سایر متغیرهای کلان در ایران توجه نداشته است.

۳- مبانی نظری و ساختار الگو

فرض کلیدی مطالعاتی مانند کریستیانو^۱ و همکاران (۲۰۰۳)، گرتلر^۲ و همکاران (۲۰۰۷) و ویلیامز (۲۰۱۲) که به نقش اصطکاک مالی در سیاست پولی توجه کرده‌اند، این است که سیاست‌گذاران در مورد تاثیرگذاری بخش مالی روی سیاست پولی نامطمئن هستند. بنابراین در این مطالعه نااطمینانی در مورد الگوی حاکم بر اقتصاد وجود دارد. برای بررسی این موضوع به پیروی از ویلیامز (۲۰۱۲) دو الگو در نظر می‌گیریم؛ الگوی اول بدون توجه به اثر بخش مالی و الگوی دوم با توجه به اثر بخش مالی بر سیاست پولی طراحی می‌شود.

بنابراین الگو از ترکیب دو الگوی زمان نرمال و زمان غیرنرمال ساخته شده است. در زمان نرمال، شرایط بازارهای مالی برای سیاست پولی اهمیت ندارد. در چنین زمانی سیاست‌گذاران به پیامد اعمال سیاست پولی از طریق تعیین نرخ رشد حجم پول و یا نرخ بهره روی تورم و تولید ناخالص ملی توجه داشته و تمرکز آنها بر روی واکنش اولیه به تکانه‌هایی است که به طور مستقیم روی این متغیرها تاثیر دارند. البته اقتصاد می‌تواند گاهی وارد دوران غیر نرمال شود. یکی از این زمان‌ها وقتی است که اصطکاک مالی وجود دارد. به عبارت دیگر، در این صورت ممکن است تکانه‌ها با تاثیرپذیری از بازارهای مالی به کل اقتصاد وارد شوند.

در زمان نرمال، شکاف نرخ‌های بهره و ورشکستگی بانک‌ها کم و توجه عمده سیاست‌گذاران پولی روی واکنش به تکانه‌های تورم و تولید است. در زمان غیرنرمال، این شکاف زیاد بوده و ورشکستگی بانک‌ها افزایش می‌یابد که در این صورت تکانه‌های بخش‌های مالی می‌تواند سیاست پولی را متاثر سازد.

1- Christiano *et al.*

2- Gertler *et al.*

در این مقاله مانند بسیاری مطالعات، فرض می‌شود هدف سیاست پولی، دستیابی به تورم هدفگذاری شده و همچنین تثبیت محصول است. بنابراین، وضعیت غیرنرمال می‌تواند روی توانایی سیاستگذاران پولی برای دستیابی به این اهداف اثر گذارد. همچنین به پیروی از (ویلیامز ۲۰۱۲) و کاردیا و وودفورد (۲۰۰۹) که تاثیر اصطکاک بخش مالی را با شکاف نرخ بهره مرتبط دانسته‌اند در این تحقیق با توجه به شرایط اقتصاد ایران برای این امر از شکاف نرخ سود بانکی (یعنی شکاف بین نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده و شکاف بین مطلوبیت نهایی فرد قرض گیرنده و سپرده گذار) استفاده می‌شود.

مبنای نظری مورد استفاده بر پایه الگوهای تصادفی پویای کینزی جدید قرار دارد که با وارد کردن نااطمینانی گسترش یافته است. این الگو بر مبنای معادله‌های IS دینامیکی (تقاضای کل) و منحنی فیلیپس کینزی جدید (منعکس کننده وضعیت چسبندگی اسمی) طراحی شده که در آن اصطکاک مالی فاصله را بین نرخ بهره قرض گیرندگان و قرض دهندگان افزایش می‌دهد و در نتیجه یک شکاف بین مطلوبیت نهایی قرض گیرنده و قرض دهنده به وجود می‌آورد.

در این پژوهش به پیروی از ویلیامز (۲۰۱۲) از الگوهای مربع-خطی-جهشی مارکف با متغیرهای آینده‌نگر^۱ استفاده می‌شود. این الگو ترکیبی از الگوی زمان نرمال لیند (۲۰۰۵) و الگوی زمان غیرنرمال کاردیا و وودفورد^۲ (۲۰۰۹) است. بنابراین در این قسمت، قبل از ارائه الگوی نهایی به شرح کوتاه این دو الگو پرداخته می‌شود.

۳-۱- الگوی زمان نرمال

در این قسمت ابتدا الگوی زمان نرمال لیند (۲۰۰۵) برای یک اقتصاد بسته ارائه می‌شود. الگوی لیند بر اساس کلاریدا و همکاران^۳ (۱۹۹۹) طراحی شده است. این الگو به صورت سیستم معادلات (۱) بازنویسی شده است.

1- Forward-looking Variables

2- Curdia and Woodford

3- Clarida *et al.*

$$\begin{aligned} \pi_t &= \omega_f E_t \pi_{t+1} + \omega_b \pi_{t-1} + \gamma y_t \\ y_t &= \beta_f E_t y_{t+1} + \beta_b y_{t-1} - \beta_r (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{y,t} \\ R_t &= (1 - \rho) (\gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t) + \rho R_{t-1} + \varepsilon_{R,t} \end{aligned} \quad (1)$$

در این الگو، π_t : نرخ تورم، y_t : شکاف تولید و R_t : نرخ بهره اسمی است. معادله اول منحنی فیلیپس هیبریدی کینزی جدید و معادله دوم تقاضای کل است. معادله آخر قاعده سیاست پولی است که فرض بر این است که بانک مرکزی نرخ بهره اسمی را هدفگذاری می‌کند. E_t : عملگر انتظارات شرطی، ω_f : وزن تورم انتظاری دوره بعد، ω_b : میزان اهمیت تورم دوره گذشته و γ : ضریب مربوط به اهمیت شکاف تولید در منحنی فیلیپس هیبریدی کینزی جدید، β_f وزن شکاف تولید انتظاری، β_b : وزن شکاف تولید دوره گذشته و β_r : ضریب نرخ رشد نرخ بهره واقعی انتظاری در منحنی IS دینامیکی هستند. ρ : ضریب مربوط به اهمیت ابزار کنترل سیاستگذار دوره گذشته، γ_π : ضریب تورم و γ_y : ضریب شکاف تولید در تابع عکس‌العمل پولی است. فرض می‌شود تکانه‌ها (تکانه تقاضا و تکانه سیاستی) از یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول به صورت روابط (۲) پیروی کنند:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{y,t} &= \rho_y \varepsilon_{y,t-1} + u_{y,t} \\ \varepsilon_{R,t} &= \rho_R \varepsilon_{R,t-1} + u_{R,t} \end{aligned} \quad (2)$$

لیند (۲۰۰۵) با تغییراتی در الگوی (۱)، الگوی اقتصاد کلان (۳) را که به صورت سیستم معادلات زیر بازنویسی شده است را برآورد می‌کند:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \omega_f E_t \pi_{t+1} + (1 - \omega_f) \pi_{t-1} + \gamma y_t + \varepsilon_{\pi,t} \\ y_t &= \beta_f E_t y_{t+1} + (1 - \beta_f) \sum_{i=1}^4 \beta_{y,i} y_{t-i} - \beta_r (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{y,t} \\ R_t &= \left(1 - \sum_{i=1}^3 \rho_i \right) (\gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t) + \sum_{i=1}^3 \rho_i R_{t-i} + \varepsilon_{R,t} \end{aligned} \quad (3)$$

تفاوت الگوی (۳) با الگوی (۱) در این است که معادله تقاضای کل (معادله دوم) در سیستم معادلات الگوی (۳) به شکاف تولید چهار دوره گذشته و قاعده سیاست پولی (معادله سوم) در الگوی (۳) به ابزار کنترل سیاست گذار سه دوره گذشته وابسته است. در این تحقیق با استفاده از ویلیامز (۲۰۱۲) و لیند (۲۰۰۵) و انجام تغییراتی در معادله تقاضای کل و قاعده سیاست پولی آنها، الگوی زمان نرمال برای اقتصاد ایران ارائه می‌شود. به طور خاص، با توجه به اینکه هدف میانی^۱ سیاست پولی در ایران تعیین کل‌های پولی^۲ بجای تعیین نرخ بهره است، در این الگو نرخ رشد حجم پول بجای نرخ بهره به عنوان هدف میانی بانک مرکزی قرار داده شده و تغییرات متناسب با آن در معادله IS دینامیکی ایجاد شده است.^۳ بنابراین با توجه به این تغییرات، الگوی ساده (۴) برای حالت نرمال پیشنهاد می‌شود:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \omega_f E_t \pi_{t+1} + (1 - \omega_f) \pi_{t-1} + \gamma y_t + c_\pi \varepsilon_{\pi t} \\ y_t &= \beta_f E_t y_{t+1} + (1 - \beta_f) y_{t-1} + \beta_r (m_t - E_t \pi_{t+1}) + c_y \varepsilon_{y t} \\ m_t &= \gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t + \rho m_{t-1} + c_m \varepsilon_{m t}\end{aligned}\quad (4)$$

که معادله اول منحنی فیلیپس هیبریدی کینزی جدید و متناظر با طرف عرضه اقتصاد است، معادله دوم یک منحنی IS آینده‌نگر و گذشته‌نگر و متناظر با طرف تقاضای اقتصاد است و معادله آخر قاعده سیاست پولی است که با توجه به اقتصاد ایران بر اساس نرخ رشد اسمی حجم پول m_t بازنویسی شده است. در اینجا ρ ضریب اهمیت نرخ رشد حجم پول دوره گذشته در تابع عکس‌العمل سیاست پولی است. c_π ، c_y و c_m به ترتیب ضریب اهمیت تکانه‌ها در منحنی فیلیپس هیبریدی کینزی جدید، منحنی IS و قاعده سیاست پولی هستند. فرض آن است که تکانه‌ها، توزیع مستقل همسان دارند و سایر متغیرها مانند قبل تعریف شده‌اند. اکنون اصطکاک مالی را وارد الگو کرده و به

1- Intermediate Target

2-Monetary Aggregates

۳- خورسندی و دیگران (۱۳۹۱)، توکلیان (۱۳۹۱) و شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) نیز از نرخ رشد حجم پول برای ساخت قاعده سیاستی بانک مرکزی برای ایران استفاده کرده‌اند.

بررسی ساختار الگوی می پردازیم. در این تحقیق به دوره زمانی که در آن اصطکاک مالی وجود دارد، زمان غیرنرمال اطلاق می شود.

۳-۲- الگوی زمان غیرنرمال

در این بخش اصطکاک مالی وارد الگوی قبل می شود. الگوی کاردیا و وودفورد (۲۰۰۹) سه نوع نرخ بهره را برای یک اقتصاد مرسوم در نظر می گیرد. نرخ بهره ای که توسط بانک مرکزی هدفگذاری شده نرخ بهره ای که به پس انداز کنندگان یا سپرده گذاران پرداخت می شود و نرخ که قرض گیرندگان باید پرداخت کنند. در زمان هایی شکاف های قابل ملاحظه بین این نرخ های بهره وجود دارد. همچنین شکاف ها (به خصوص در دوره های فشار مالی) در طول زمان ثابت نیستند. شرایط سخت مالی همراه با افزایش اندازه شکاف های اعتباری هستند که معمولاً در زمانی رخ می دهد که سطح تولید واقعی و اشتغال نیز پایین است.

در مطالعه کاردیا و وودفورد (۲۰۰۹) اصطکاک اعتباری توسط شکاف بین نرخ بهره ای که پس انداز کننده از بانک دریافت و نرخ بهره ای که قرض گیرنده به بانک پرداخت می کنند، نشان داده می شود. در واقع دوره فشار مالی در ایران می تواند همراه با افزایش شدید شکاف میان نرخ سود پرداختی به سپرده گذارها و نرخ سود دریافتی از دریافت کنندگان تسهیلات (کارآفرین ها) باشد. در حالت وجود شکاف غیرمتعارف باید رفتار الگو در وضعیت غیرنرمال بررسی شود.

برای اینکه وضعیت غیرنرمال ناشی از فشار مالی در الگو نشان داده شود - به پیروی از ویلیامز (۲۰۱۲) - با وارد کردن دو متغیر جدید، یعنی شکاف بین نرخ سود دریافتی سپرده گذاران (صاحبان وجوه) و نرخ سود پرداختی کارآفرین ها (گیرندگان تسهیلات) w_t و همچنین شکاف میان مطلوبیت نهایی گیرندگان تسهیلات و صاحبان وجوه Ω_t الگوی (۴) تکمیل می شود. بنابراین الگوی زمان نرمال (۴) برای زمان غیرنرمال به صورت رابطه (۵) نوشته می شود:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \omega_f E_t \pi_{t+1} + (1 - \omega_f) \pi_{t-1} + \gamma y_t + \xi \Omega_t + c_\pi \varepsilon_{\pi t} \\ y_t &= \beta_f E_t y_{t+1} + (1 - \beta_f) y_{t-1} + \beta_r (m_t - E_t \pi_{t+1}) + \theta \Omega_t + \varphi \omega_t + c_y \varepsilon_{y t} \quad (5) \\ \Omega_t &= \delta E_t \Omega_{t+1} + \omega_t \\ \omega_{t+1} &= \rho_\omega \omega_t + c_\omega \varepsilon_{\omega t+1} \end{aligned}$$

در این الگو، ξ : ضریب اهمیت شکاف مطلوبیت نهایی بین کارآفرین‌ها و صاحبان وجوه در منحنی فیلپس هیبریدی کینزی جدید است. θ : ضریب اهمیت شکاف میان مطلوبیت‌های نهایی این دو گروه و φ : ضریب اهمیت شکاف نرخ سود متعلق به سپرده‌گذارها و نرخ سود کارآفرین‌ها در منحنی IS و δ : ضریب اهمیت شکاف مطلوبیت‌هایی نهایی انتظاری است. همچنین ρ_ω : شکاف نرخ سود ضریب شکاف نرخ بهره^۱ است که در ایران بجای آن ضریب شکاف میان نرخ سود پرداختی به سپرده‌گذارها و نرخ سود دریافتی از بنگاه‌ها (کارآفرین‌ها) است. c_y و c_π مانند قبل نشان‌دهنده درجه اهمیت تکانه‌ها به ترتیب در منحنی فیلپس هیبریدی کینزی جدید و منحنی IS هستند.

فرض شده است که شکاف نرخ سود از یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند و $\varepsilon_{\omega t}$ تکانه به شکاف نرخ‌های سود است و دارای توزیع نرمال، مستقل با واریانس همسان است. همچنین فرض بر این است که در الگوی زمان غیرنرمال، ابزار کنترل سیاستگذار پولی به نرخ تورم، شکاف تولید، شکاف نرخ سود و نرخ رشد پول در دوره گذشته به صورت رابطه (۶) واکنش نشان می‌دهد.

$$m_t = \gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t + \gamma_\omega \omega_t + \rho m_{t-1} + c_m \varepsilon_{m t} \quad (6)$$

که در این قاعده سیاست پولی، γ_ω : نشان‌دهنده ضریب اهمیت شکاف نرخ‌های سود سپرده‌گذاران و کارآفرین‌ها و بقیه پارامترها مانند قبل هستند. وجود متغیر نرخ رشد پول در دوره گذشته در رابطه (۶) می‌تواند دربرگیرنده تاثیر عواملی مانند تغییر در درآمد نفتی بر نرخ رشد حجم پول در گذشته باشد.

1-Interest Spread

۲- شکاف نرخ سود بین سپرده‌گذار و کارآفرین از کم کردن نرخ سود تسهیلات در بخش بازرگانی و خدمات از نرخ سود سپرده کوتاه مدت محاسبه شده است.

۳-۲-۱- الگوی مربع - خطی - جهشی مارکف

اکنون به بررسی رفتار پویای الگوی زمان نرمال و غیرنرمال پرداخته می‌شود. بسیاری از فرآیندهایی را که در معرض نااطمینانی و تغییرات در رفتار پویای خود هستند، نمی‌توان با استفاده از الگوهای خطی توصیف کرد. وقتی نوسانات باعث تغییرات قابل توجه در پویایی رفتار سیستم شود، یک الگوی تصادفی که سناریوهای مختلف را با در نظر گرفتن احتمال‌های گوناگون بررسی می‌کند، مناسب‌تر است. بنابراین به پیروی از ویلیامز (۲۰۱۲) در این پژوهش از یک الگوی مربع - خطی - جهشی مارکف با متغیرهای آینده - نگر استفاده می‌شود. با توجه به ویژگی این الگو، از ترکیب روش‌های تخمین و کالیبره استفاده می‌شود.

در این قسمت به طور مختصر با یک مربع - خطی - جهشی مارکف با متغیرهای آینده‌نگر آشنا می‌شویم.

اوناتسکی و ویلیامز^۱ (۲۰۰۳) برای مدل‌سازی نااطمینانی، یک الگو به نام مربع - خطی - جهشی مارکف را بکار گرفته‌اند که نااطمینانی را با حالت‌های (رژیم) مختلف دربر می‌گیرد. الگوی جهشی مارکف شبیه به الگوهای تبدیل مارکف است که در کارهای تجربی کاربرد فراوانی دارد. این الگوها، ریشه در مطالعه همیلتون^۲ (۱۹۹۴) دارد و در مطالعات کاستا و فراگوسو^۳ (۱۹۹۵) و کاستا، فراگوسو و مارکوس^۴ (۲۰۰۵)، زامپولی^۵ (۲۰۰۶) و بلیک و زامپولی^۶ (۲۰۰۶) نیز به آن پرداخته شده است.

مارست و ماریمون^۷ (۱۹۹۸) یک روش برای پیدا کردن سیاست بهینه با وجود متغیرهای آینده‌نگر ارائه داده‌اند. اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) از الگوی جهشی مارکف با

1- Onatski and Williams

2- Hamilton

3- Costa and Fragoso

4- Costa, Fragoso and Marques

5- Zampolli

6- Blake and Zampolli

7- Marcet and Marimon

وجود متغیرهای آینده‌نگر استفاده کرده‌اند. در این پژوهش نیز از الگوی جهشی با وجود متغیرهای آینده‌نگر استفاده می‌شود.

دومین مساله‌ای که در این تحقیق در نظر گرفته شده، توجه به وضعیت‌های مشاهده نشده است. بخش زیادی از ادبیات موجود در این حوزه، بر این فرض استوار است که سیاستگذار به طور مستقیم، وضعیت‌ها را مشاهده می‌کند. به عبارت دیگر، سیاست بهینه تحت این فرض که سیاستگذار وضعیت درست حاکم بر اقتصاد را در هر زمان می‌داند، استخراج می‌شود، در حالی که ممکن است این امر برای برخی موارد، مانند زمانی که یک رژیم سیاستی جدید اعلام می‌شود، مناسب باشد. در بسیاری از موارد، حالت‌ها غیرقابل مشاهده هستند، یعنی سیاست بهینه با این فرض اتخاذ می‌شود که سیاستگذار وضعیت حاکم بر اقتصاد را نمی‌داند. وقتی حالت‌ها غیر قابل مشاهده است، اطلاعات سیاستگذاران می‌تواند شامل توزیع احتمال وضعیت‌های ممکن باشد. در این صورت اتخاذ سیاست بهینه به این توزیع احتمال بستگی دارد.

در این پژوهش به پیروی از اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) سیاست بهینه در هر دو حالت مشاهده شده و مشاهده نشده استخراج می‌شود. در این حالت، تابع ارزش^۱ به صورت درجه دو، اما دارای وزن‌هایی است که به توزیع احتمال وضعیت‌ها بستگی دارد.

انواع عدم اطمینان می‌تواند شامل نااطمینانی در مورد پارامترهای الگو، نااطمینانی در خصوص انواع چسبندگی اسمی و همچنین عدم اطمینان در مورد الگوی حاکم بر اقتصاد باشد. در این تحقیق، نااطمینانی در مورد الگوی حاکم بر اقتصاد مدنظر است و سایر انواع عدم اطمینان در نظر گرفته نمی‌شود.

فرض می‌شود اقتصاد شامل بخش خصوصی و سیاستگذار باشد. X_t یک بردار N_x سطری از متغیرهای از پیش تعیین شده در دوره t و x_t یک بردار n_x سطری از متغیرهای آینده‌نگر و i_t یک بردار n_i سطری از ابزارهای کنترل سیاستگذار (متغیرهای کنترل) است. الگوی نااطمینانی را به وسیله وضعیت‌های احتمالی n_j نمایش می‌دهیم و

$\{1, 2, \dots, n_j\} \equiv N_j$ که نشان دهنده هر وضعیت در زمان t است. قالب کلی الگوی جهشی مارکوف به صورت روابط (۷) و (۸) است^۱:

$$X_{t+1} = A_{11j_{t+1}} X_t + A_{12j_{t+1}} x_t + B_{1j_{t+1}} i_t + C_{1j_{t+1}} \varepsilon_{t+1} \quad (۷)$$

$$E_t H_{j_{t+1}} x_{t+1} = A_{21j_t} X_t + A_{22j_t} x_t + B_{2j_t} i_t + C_{2j_t} \varepsilon_t \quad (۸)$$

که در آن، ε_t یک بردار n_ε متغیر تصادفی با توزیع نرمال، مستقل و یکسان با میانگین صفر شامل تکانه‌ها با میانگین صفر و ماتریس کواریانس I_{n_ε} است. ماتریس‌های $A_{11j}, A_{12j}, \dots, C_{2j}$ به حالت j بستگی دارند.

ساختار الگو از مجموعه‌ای از ماتریس‌ها تشکیل شده است که هر حالت نشان دهنده یک الگوی متفاوت از اقتصاد است. تکانه‌های ε_t نیروی محرکه الگو هستند که ممکن است به طور مستقیم قابل مشاهده نباشند. تکانه‌ها لزوماً نسبت به وضعیت‌های مختلف از هم مستقل نیستند. یک حالت فرضی j_t از یک فرآیند مارکوف با ماتریس احتمال انتقال ثابت به صورت $P_{jk} \equiv P_r \{j_{t+1} = k | j_t = j\}$ ($j, k \in N_j$) پیروی می‌کند.

حالت‌ها به زمان بستگی دارد. به علاوه P نشان دهنده ماتریس انتقال $n_j \times n_j$

است و بردار n_j تایی $p \equiv (p_{1t}, \dots, p_{n_t})'$ ($p_{jt} \equiv \Pr \{j_t = j\}, j \in N_j$) نشان دهنده توزیع احتمال حالت‌ها، j_t در دوره t است، بنابراین خواهیم داشت:

$$p_{t+1} = P' p_t \quad (۹)$$

و در نهایت بردار n_j تایی \bar{p} نشان دهنده توزیع یکتا از حالت‌ها است، بنابراین:

$$\bar{p} = P' \bar{p} \quad (۱۰)$$

فرض می‌شود که تکانه‌های ε_t و حالت‌های j_t توزیع مستقل دارند (تکانه‌ها از طریق وابستگی به حالت‌های j_t با ماتریس C_{jt} روی اقتصاد تاثیر می‌گذارند). برای هر متغیر q_{t+1} تحقق یافته در دوره $t+1$ ، نشان دهنده انتظارات شرطی بانک مرکزی

۱- به اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) مراجعه شود.

۲- برای جزئیات به ویلیامز (۲۰۱۲) صفحه ۴۵۲ مراجعه شود.

و بخش خصوصی در دوره t است و فرض می‌شود که اطلاعات بین بانک مرکزی و بخش خصوصی متقارن است. بانک مرکزی یک تابع زیان میان دوره ای در دوره t به صورت رابطه (۱۱) دارد:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L(X_{t+\tau}, x_{t+\tau}, i_{t+\tau}, j_{t+\tau}) \quad (11)$$

که تابع زیان به صورت رابطه (۱۲) تعیین می‌شود.

$$L(X_t, x_t, i_t, j_t) \equiv Y_t' \Lambda_{j_t} Y_t \quad (12)$$

که

$$Y_t \equiv D_{j_t} \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \\ i_t \end{bmatrix} \quad (13)$$

و یک بردار n_Y تایی از متغیرهای هدف است که D_{j_t} متغیرهای هدف را با حالت‌های j_t مرتبط می‌سازد. ماتریس وزنی Λ_{j_t} نیز به حالت j_t بستگی دارد و برای هر $j_t \in N_j$ متقارن و شبه معین مثبت است. تابع زیان به صورت رابطه (۱۴) تعیین می‌شود:

$$L(X_t, x_t, i_t, j_t) = \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \\ i_t \end{bmatrix}' W_{j_t} \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \\ i_t \end{bmatrix} \quad (14)$$

ماتریس $W_{j_t} \equiv D_{j_t}' \Lambda_{j_t} D_{j_t}$ به حالت j_t بستگی دارد و برای هر $j_t \in N_j$ متقارن و شبه معین مثبت است.

با استفاده از یک الگوی مربع - خطی - جهشی مارکوف، الگوی (۱۴) برای اقتصاد

ایران را به صورت دو رابطه (۱۵) و (۱۶) بازنویسی می‌کنیم:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \omega_f E_t \pi_{t+1} + (1 - \omega_f) \pi_{t-1} + \gamma y_t + \xi_{j_t} \Omega_t + c_{\pi} \varepsilon_{\pi t} \\ y_t &= \beta_f E_t y_{t+1} + (1 - \beta_f) y_{t-1} + \beta_r (m_t - E_t \pi_{t+1}) + \theta_{j_t} \Omega_t + \varphi_{j_t} \omega_t + c_y \varepsilon_{y t} \\ \Omega_t &= \delta E_t \Omega_{t+1} + \omega_t \end{aligned}$$

$$\omega_{t+1} = \rho_{\omega_{j_{t+1}}} \omega_t + c_{\omega_{j_{t+1}}} \varepsilon_{\omega t+1} \quad (15)$$

$$m_t = \gamma_{\pi_{j_t}} \pi_t + \gamma_{y_{j_t}} y_t + \gamma_{\omega_{j_t}} \omega_t + \rho_{j_t} m_{t-1} + c_{m_{j_t}} \varepsilon_{m_{j_t}} \quad (16)$$

با توجه به اینکه $j_t \in \{1, 2\}$ شاخص حالت در زمان t است، حالت ۱ زمان نرمال و حالت ۲ زمان غیرنرمال را نشان می‌دهد. مانند اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) و ویلیامز (۲۰۱۲)، وضعیت غیرنرمال زمانی است که شکاف قابل توجهی بین نرخ‌های بهره بانکی - که در ایران بجای آن شکاف بین نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌گذاری جایگزین شده - وجود داشته باشد.

۲-۲-۳ سیاست بهینه

در این پژوهش سیاست بهینه در دو حالت «مشاهده شده» و «مشاهده نشده» در نظر گرفته شده است. در حالت مشاهده شده، در شروع دوره t و قبل از تعیین ابزار سیاست‌گذاری i_t ، مجموعه اطلاعات بخش خصوصی و بانک مرکزی به صورت $\{X_t, j_t, \varepsilon_t, X_{t-1}, j_{t-1}, \varepsilon_{t-1}, X_{t-2}, j_{t-2}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$ است. در حالت مشاهده نشده، بانک مرکزی و بخش خصوصی نمی‌توانند انواع وضعیت‌ها را مشاهده کنند، بنابراین دارای توزیع احتمال ذهنی به صورت $p_t \equiv (p_{1t}, \dots, p_{n_{jt}})'$ هستند. فرض می‌شود توزیع وضعیت‌ها در زمان $t + \tau$ از رابطه (۱۷) تبعیت کند.

$$p_{t+\tau} = (P')^\tau p_t \quad (\tau \geq 0) \quad (17)$$

همچنین فرض می‌شود بانک مرکزی و بخش خصوصی در دوره t مشاهداتشان از گذشته، یعنی $\{X_{t-1}, X_{t-2}, \dots\}$ را فراموش می‌کنند. بدون یادآوری مشاهدات گذشته، سیاستگذار نمی‌تواند باورهای^۱ خود را به روزرسانی کند. بنابراین در دو حالت‌های مشاهده شده یا نشده، مساله کمینه کردن تابع زیان بانک مرکزی (۱۱) در دوره t مشروط بر (۷)، (۸) و (۱۶) با مفروض بودن (X_t, j_t) یا (X_t, p_t) در یک افق بی‌نهایت انجام می‌شود.

برای حداقل‌سازی تابع زیان میان‌دوره‌ای بانک مرکزی مشروط به قید، می‌توان مساله را به صورت توابع لاگرانژ نوشت. بنابراین متناسب با قید (۸)، رابطه (۱۸) که شامل n_x تا ضریب لاگرانژ Ξ_{t-1} است، استفاده می‌شود.

$$\Xi_{t-1} \frac{1}{\delta} E_t H_{jt} x_t \quad (18)$$

یک مشکل مهم دیگر وجود دارد؛ مساله این است که به منظور استفاده از روش‌های تئوری کنترل برای حل سیستم مربع-خطی-جهشی مارکف باید آن سیستم به صورت بازگشتی^۱ باشد، اما حضور متغیرهای آینده نگر در الگو باعث می‌شود که مساله تبدیل به یک مساله غیربازگشتی شود. برای رفع این مشکل می‌توان از روش نقطه زینی بازگشتی که توسط مارست و ماریمون (۱۹۹۸) مطرح شد، استفاده کرد. این روش، فرمول جدیدی برای حل این نوع مسائل غیربازگشتی به صورت حل مساله نقطه زینی بازگشتی ارائه می‌کند. در اینجا با فرمول بندی مارست و ماریمون (۱۹۹۸) آشنا می‌شویم. برای رفع مشکل وجود متغیرهای آینده‌نگر، رابطه (۸) با دو معادله (۱۹) و (۲۰) جایگزین می‌شود.

$$E_t H_{jt+1} x_{t+1} = z_t \quad (19)$$

$$0 = A_{21jt} X_t + A_{22jt} x_t - z_t + B_{2jt} i_t \quad (20)$$

در این صورت x_t تابعی از X_t, z_t, i_t, j_t به صورت رابطه (۲۱) است.

$$x_t = \tilde{x}(X_t, z_t, i_t, j_t) \equiv A_{22jt}^{-1} (-A_{21jt} X_t + z_t - B_{2jt} i_t) \quad (21)$$

توجه کنید که برای j_t داده شده، این تابع نسبت به X_t, z_t, i_t خطی است. با بکارگیری روش نقطه زینی بازگشتی تابع زیان به صورت رابطه (۲۲) نوشته می‌شود:

$$E_t \tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) \equiv \sum_j p_{jt} \tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) \quad (22)$$

$\tilde{X}_t \equiv (X_t', \Xi_{t-1}')$ یک بردار $n_{\tilde{X}}$ تایی ($n_{\tilde{X}} \equiv n_X + n_x$) از متغیرهای از پیش تعیین شده گسترده (شامل یک بردار n_x تایی Ξ_{t-1}) و λ_t در رابطه (۲۳) یک بردار n_x تایی از ضرایب لاگرانژ است:

$$\tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) \equiv L[X_t, \tilde{x}(X_t, z_t, i_t, j_t), i_t, j_t] - \gamma_t' z_t + \Xi_{t-1}' \frac{1}{\delta} H_{jt} \tilde{x}(X_t, z_t, i_t, j_t) \quad (23)$$

رابطه (۲۳) را می توان به صورت رابطه (۲۴) نوشت:

$$\tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) \equiv \begin{bmatrix} \tilde{X}_t \\ \tilde{l}_t \end{bmatrix}' \tilde{W}_{jt} \begin{bmatrix} \tilde{X}_t \\ \tilde{l}_t \end{bmatrix} \quad (24)$$

که $\tilde{l}_t \equiv (z_t', x_t', i_t')$ و \tilde{W}_{jt} یک ماتریس $(n_{\tilde{X}} + n_j) \times (n_{\tilde{X}} + n_j)$ است^۱ که $n_j \equiv n_x + n_x + n_j$

همچنین در حالت های مشاهده نشده توزیع احتمال ذهنی مفروض روی وضعیت ها، $p_t = (p_{1t}, \dots, p_{n_j t})'$ در نظر گرفته می شود. در حالت های مشاهده شده، $p_{j_t} = 1$ برای $j = j_t$ و $p_j = 0$ برای $j \neq j_t$ است. تابع زیان به صورت رابطه (۲۵) درمی آید:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} \tilde{L}(\tilde{X}_{t+\tau}, z_{t+\tau}, i_{t+\tau}, \gamma_{t+\tau}, j_{t+\tau}) \quad (25)$$

بنابراین رابطه (۲۵) با توجه به معادله انتقال روی $\{\gamma_{t+\tau}\}_{\tau \geq 0}$ حداکثر و روی $\{z_{t+\tau}, i_{t+\tau}\}_{\tau \geq 0}$ حداقل می شود، بنابراین مساله بهینه یابی تبدیل به یافتن نقطه زینی می شود.^۲

۳-۴- بهینه سازی تحت وضعیت های مشاهده شده

با توجه به حالت مشاهده شده، وضعیت اقتصاد در دوره t ، (\tilde{X}_t, j_t) و معادله بلمن برای مساله نقطه زینی بازگشتی (مساله بهینه) با تابع ارزش^۳ $\tilde{V}(\tilde{X}_t, j_t)$ به صورت رابطه (۲۶) است:

۱- این یک ماتریس وزنی مربع است که در روش مارست و ماریوم (۱۹۹۸) برای حل عددی یک سیستم بازگشتی بکار رفته است. با بکارگیری آن، می توان تابع زیان درجه دوم (۲۳) را به یک فرم ماتریسی به صورت (۲۴) تبدیل کرد.

۲- به اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) مراجعه شود.

$$\begin{aligned} \tilde{V}(\tilde{X}_t, j_t) &= \max_{\gamma_t} \min_{(z_t, i_t)} \left[\tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) + E_t \delta \tilde{V}(\tilde{X}_{t+1}, j_{t+1}) \right] \\ &\equiv \max_{\gamma_t} \min_{(z_t, i_t)} \left[\tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) + \delta \sum_{j_{t+1}} P_{j_t j_{t+1}} [\tilde{V}(\tilde{X}_{t+1}, j_{t+1}) \phi(\varepsilon_{t+1})] \right] \end{aligned} \quad (26)$$

و در آن $\phi(\cdot)$ نشان‌دهنده یک تابع چگالی احتمال است. بهینه‌یابی تحت معادله انتقال برای X_{t+1} براساس رابطه (۲۷) است:

$$X_{t+1} = A_{11j_{t+1}} X_t + A_{12j_{t+1}} \tilde{x}(X_t, z_t, i_t, j_t) + B_{1j_{t+1}} i_t + C_{j_{t+1}} \varepsilon_{t+1} \quad (27)$$

که در آن $\tilde{x}(X_t, z_t, i_t, j_t)$ جایگزین x_t شده و معادله انتقال جدید برای Ξ_t به صورت رابطه (۲۸) است:

$$\Xi_t = \gamma_t \quad (28)$$

بنابراین یک مساله بهینه‌سازی استاندارد به دست می‌آید.^۱

۳-۵- بهینه‌سازی تحت وضعیت‌های مشاهده نشده

در «حالت مشاهده نشده» و با فرض فراموش کردن گذشته، $s_t \equiv (\tilde{X}'_t, p'_t)$ نشان‌دهنده وضعیت ادراک شده^۲ اقتصاد است^۳. تابع ارزش جدید $\hat{V}(s_t, j_t)$ و تابع زیان بین دوره‌ای جدید در وضعیت (s_t, j_t) به صورت رابطه (۲۹) تعریف می‌شود:

$$\hat{V}(s_t, j) \equiv \int \left[\tilde{L}(\tilde{X}_t, z(s_t), i(s_t), \gamma(s_t), j) + \delta \sum_k P_{jk} \hat{V}[\bar{g}(s_t, j, \varepsilon_t, k, \varepsilon_{t+1}), k] \right] \phi(\varepsilon_{t+1}) d\varepsilon_{t+1} \quad (j \in N_j) \quad (29)$$

تابع ارزش جدید واقعی $\tilde{V}(s_t)$ به صورت متوسط تابع ارزش بالا با توجه توزیع احتمالات حالت‌های متخلف به صورت رابطه (۳۰) تعریف می‌شود:

$$\tilde{V}(s_t) = E_t \hat{V}(s_t, j_t) = \sum_j p_{jt} \hat{V}(s_t, j) \quad (30)$$

۱- به اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) مراجعه شود.

2-Perceived

۳- منظور از ادراک شده، تصویری است که از وضعیت واقعی وجود دارد که شامل توزیع احتمال، p_t است.

بنابراین $\tilde{V}(s_t)$ به صورت معادله بلمن نامتعارف (رابطه (۳۱)) حل می شود.

$$\tilde{V}(s_t) = \max_{\gamma_t} \min_{(z_t, i_t)} E_t \left\{ \tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t) + \delta \hat{V} [g(s_t, z_t, i_t, j_t, j_{t+1}, \varepsilon_{t+1}), j_{t+1}] \right\} \quad (31)$$

$$\equiv \max_{\gamma_t} \min_{(z_t, i_t)} \sum_j p_{jt} \int \left[\tilde{L}(\tilde{X}_t, z_t, i_t, \gamma_t, j) + \delta \sum_k P_{jk} \hat{V} [g(s_t, z_t, i_t, \gamma_t, j, k, \varepsilon_{t+1}), k] \right] \phi(\varepsilon_{t+1}) d\varepsilon_{t+1}$$

بهینه سازی براساس روابط (۲۷) و (۲۸) و معادله انتقال برای p_{t+1} که همان رابطه

(۱۷) است، صورت می گیرد. در این صورت برای s_{t+1} رابطه (۳۲) را خواهیم داشت:

$$s_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} X_{t+1} \\ \Xi_t \\ p_{t+1} \end{bmatrix} = g(s_t, z_t, i_t, \gamma_t, j_t, j_{t+1}, \varepsilon_{t+1}) \quad (32)$$

$$\equiv \begin{bmatrix} A_{11j_{t+1}} X_t + A_{12j_{t+1}} \tilde{x}(X_t, z_t, i_t, j_t) + B_{1j_{t+1}} i_t + C_{1j_{t+1}} \varepsilon_{t+1} \\ \gamma_t \\ P' p_t \end{bmatrix}$$

راه حل مساله بهینه سازی جدید نسبت به \tilde{X}_t برای s_t خطی است (روابط (۳۳) و (۳۴)).

$$\tilde{l}_t \equiv \begin{bmatrix} z_t \\ i_t \\ \gamma_t \end{bmatrix} = \tilde{l}(s_t) \equiv \begin{bmatrix} z(s_t) \\ i(s_t) \\ \gamma(s_t) \end{bmatrix} = F(p_t) \tilde{X}_t \equiv \begin{bmatrix} F_z(p_t) \\ F_i(p_t) \\ F_\gamma(p_t) \end{bmatrix} \tilde{X}_t \quad (33)$$

$$x_t = x(s_t, j_t) \equiv \tilde{x}(X_t, z(s_t), i(s_t), j_t) \equiv F_x(p_t, j_t) \tilde{X}_t \quad (34)$$

متغیر های آینده نگر به حالت j_t بستگی دارد. این راه حل همچنین راه حلی برای مساله

بهینه سازی اولیه است، بنابراین معادله انتقال تعادلی به صورت رابطه (۳۵) تعریف می شود^۱:

$$s_{t+1} = \bar{g}(s_t, j_t, j_{t+1}, \varepsilon_{t+1}) \equiv g[s_t, z(s_t), i(s_t), \gamma(s_t), j_t, j_{t+1}, \varepsilon_{t+1}] \quad (35)$$

با توجه به آنچه مطرح شد، در ادامه الگو در حالت های مختلف برآورد می شود.^۲

۱- جزئیات استخراج الگوریتم نزد نویسندگان موجود است که در صورت نیاز قابل ارائه است.

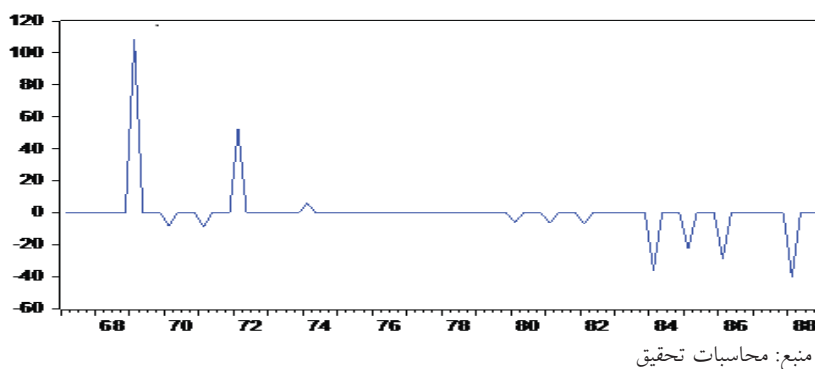
۲- به اسونسن و ویلیامز (۲۰۰۸) مراجعه شود.

۴- برآورد الگو

داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی بوده و از آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)^۱ گرفته شده است. متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: شاخص ضمنی یا تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی^۲ برای محاسبه تورم، نرخ رشد حجم پول (تعریف M_2)، نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت. شکاف تولید نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات محاسبه شده است.

تخمین پارامترهای الگو در دو مرحله صورت می‌گیرد؛ در مرحله اول با توجه به داده‌های سری زمانی شکاف نرخ سود بانکی، دوره نرمال انتخاب می‌شود. با استفاده از فیلتر کالمن و روش حداکثر درست‌نمایی پارامترهای الگوی نرمال در این دوره برآورد می‌شود. بازه زمانی نرمال با توجه به درصد تغییرات شکاف نرخ سود بانکی (شکاف بین نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده) انتخاب می‌شود.

نمودار (۱) درصد تغییرات شکاف نرخ سود بانکی طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۶۷ را نشان می‌دهد. براساس این نمودار، با توجه به اینکه در دوره (۱۳۸۳:۴-۱۳۷۲:۲) درصد تغییرات شکاف نرخ سود کمتر از پنج درصد است (نوسان کم و متعارف در شکاف نرخ سود بانکی وجود دارد) این دوره به عنوان دوره نرمال انتخاب می‌شود.



نمودار (۱) - درصد تغییرات شکاف نرخ سود بانکی

1-World Development Indicators (WDI)

2-GDP Deflator

نتایج برآورد الگوی زمان نرمال در جدول (۱) ارائه شده است.^۱

جدول (۱) - پارامترهای الگوی نرمال

c_m	c_y	c_π	ρ	γ_π	γ_y	γ	β_f	β_r	ω_f
۱/۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۲۱۹	-۰/۱۵۵	-۱/۴۱۵	۰/۰۵	۱/۶	۰/۰۰۵	۰/۱

منبع: محاسبات تحقیق

در مرحله دوم پارامترهای به دست آمده از مرحله اول را در الگوی (۱۵) و (۱۶) جایگذاری کرده و بقیه پارامترها ($\zeta_2, \theta_2, \varphi_2, \delta, \rho_{\omega,2}, c_{\omega,2}, \gamma_{y,2}, \gamma_{\pi,2}, \gamma_{\omega,2}, c_{m,2}$) و ماتریس انتقال را با این رویکرد که الگو بین دو حالت نرمال و غیرنرمال تغییر می کند، برآورد می کنیم. الگوی وضعیت - فضا با تبدیل مارکف در اینجا بازنویسی شده است (رابطه (۳۶)).^۲

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ \omega_t \\ m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_f & \xi_{jt} \delta & c_\pi & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_r & \theta_{jt} \delta & 0 & \beta_f & c_y & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & c_{\omega,jt} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & c_{m,jt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \pi_{t+1} \\ E_t \Omega_{t+1} \\ \varepsilon_{\pi t} \\ E_t y_{t+1} \\ \varepsilon_{y t} \\ \varepsilon_{\omega t} \\ \varepsilon_{m t} \end{bmatrix} \quad (36)$$

$$+ \begin{bmatrix} 1-\omega_f & \gamma & \xi_{jt} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_{jt} + \varphi_{jt} & 1-\beta_f & \beta_r & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_{\omega,jt} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_{y,jt} & \gamma_{\omega,jt} & 0 & 0 & \gamma_{\pi,jt} & \rho_{jt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_t \\ \omega_t \\ y_{t-1} \\ m_t \\ \pi_t \\ m_{t-1} \end{bmatrix}$$

۱- جزئیات الگوی وضعیت - فضا با تبدیل مارکف برای مدل نرمال با توجه به محدودیت فضا در اینجا آورده نشده، اما در صورت نیاز، قابل ارائه است.

۲- برای جزئیات حل و استفاده از روش وضعیت - فضا به کیم و نلسن (Kim and Nelson, 1999) مراجعه شود.

معادله انتقال نیز مطابق ماتریس زیر (رابطه (۳۷)) است:

$$\begin{bmatrix} E_t \pi_{t+2} \\ E_t \Omega_{t+2} \\ \varepsilon_{\pi t+1} \\ E_t y_{t+2} \\ \varepsilon_{y t+1} \\ \varepsilon_{\omega t+1} \\ \varepsilon_{m t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \rho_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \pi_{t+1} \\ E_t \Omega_{t+1} \\ \varepsilon_{\pi t} \\ E_t y_{t+1} \\ \varepsilon_{y t} \\ \varepsilon_{\omega t} \\ \varepsilon_{m t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_{\pi t+1} \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_{y t+1} \\ \varepsilon_{\omega t+1} \\ \varepsilon_{m t+1} \end{bmatrix} \quad (37)$$

که $\beta_t = (E_t \pi_{t+1}, E_t \Omega_{t+1}, \varepsilon_{\pi t}, E_t y_{t+1}, \varepsilon_{y t}, \varepsilon_{\omega t}, \varepsilon_{m t})$ و $Y_t = (\pi_t, y_t, \omega_t, m_t)$ و $z_t = (\pi_{t-1}, y_t, \omega_t, y_{t-1}, m_t, \pi_t, m_{t-1})$ است.

برای برآورد پارامترهای این قسمت ابتدا تابع درستمایی با استفاده از فیلتر کالمن و فیلتر همیلتون برآورد می‌شود، سپس با استفاده از روش متروپلیس - هستینگز پارامترها و ماتریس انتقال برآورد می‌شود که نتایج این برآورد در جدول (۲) گزارش شده است. برآورد ماتریس انتقال نشان می‌دهد که احتمال اینکه اقتصاد در وضعیت نرمال باشد و در همان وضعیت باقی بماند، ۰/۴۶۵۶ و احتمال اینکه به وضعیت غیرنرمال تغییر پیدا کند، ۰/۵۳۴۴ است. همچنین احتمال اینکه اقتصاد در وضعیت غیرنرمال باشد و در همان وضعیت باقی بماند، ۰/۸۲۶۵ و احتمال اینکه به وضعیت نرمال انتقال پیدا کند، ۰/۱۷۳۵ است. این نکته، اهمیت اتخاذ سیاست‌های مناسب برای جلوگیری از ورود اقتصاد به وضعیت غیرنرمال را نشان می‌دهد. برآورد ماتریس انتقال در ماتریس زیر نشان داده شده است.

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.4656 & 0.5344 \\ 0.1735 & 0.8265 \end{bmatrix}$$

جدول (۲) - پارامترهای الگوی جهشی مارکف

پارامتر	حالت اول	حالت دوم
ω_f	۰/۱	۰/۱
γ	۰/۰۵	۰/۰۵
ζ	۰	۲/۰۴۸۵
β_f	۱/۶	۱/۶
β_r	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵
θ	۰	۱/۳۹۴۹
φ	۰	۳/۷۲۵۹
δ	۰/۹۸۳۲	۰/۹۸۳۲
ρ_ω	-۰/۱۲۳۱	-۰/۲۴۵۳
γ_π	-۰/۱۵۵	-۰/۹۸۴۵
γ_y	-۱/۴۱۵	۰/۱۸۳۹
γ_ω	۰	۰/۶۵۷۷
c_π	۰/۷۵	۰/۷۵
c_y	۰/۷۵	۰/۷۵
c_ω	۰/۲۸۰۷	۰/۶۷۲۸
c_m	۱/۴	۰/۹۹۱۵
ρ	۰/۷۲۱۹	۰

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۱- ضربه- واکنش تحت سیاست‌های بهینه مشاهده شده و نشده
 شکل کلی الگوی مربع-خطی- جهشی مارکف در روابط (۷) و (۸) و الگوی بسط داده
 شده توسط روابط (۱۵) و (۱۶) ارائه شده است. سه متغیر آینده‌نگر

$$x_t \equiv (\pi_{t+1}, y_{t+1}, \Omega_{t+1})'$$
 وجود دارد و بر اساس آن سه ضریب لاگرانژ

$\left(\Xi_t \equiv (\Xi_{\pi,t}, \Xi_{y,t}, \Xi_{\omega,t})' \right)$ را خواهیم داشت. می‌توان سیستم را با هفت متغیر از پیش تعیین شده به صورت رابطه (۳۸) حل کرد:

$$X_t \equiv (\pi_t, y_t, y_{t-1}, i_t, \varepsilon_{\pi t}, \varepsilon_{y t}, \omega_t)' \quad (38)$$

تابع زیان این تحقیق، برگرفته از تابع زیان ویلیامز (۲۰۱۲) است. در این تابع زیان یک متغیر اضافی برای نشان دادن نوسان ابزار کنترل سیاستگذار وارد شده است. تابع زیان بکار برده شده به صورت رابطه (۳۹) است:

$$L(X_t, x_t, i_t) = \pi_t^2 + \lambda y_t^2 + \nu (i_t - i_{t-1})^2 + \psi_{jt} i_t^2 \quad (39)$$

با توجه به مطالعات ویلیامز (۲۰۱۲)، i ابزار کنترل سیاستگذار است که با توجه به اقتصاد ایران، نرخ رشد حجم پول، ابزار کنترل سیاستگذار در نظر گرفته شده است. در این تحقیق، حالت‌های مختلف روی ψ_{jt} اعمال شده است. تحت حالت مشاهده شده، تابع سیاست بهینه از رابطه (۴۰) حل می‌شود:

$$i_t = F_j \tilde{X}_t \quad (40)$$

که $\tilde{X}_t \equiv (\pi_t, y_t, y_{t-1}, i_t, \varepsilon_{\pi t}, \varepsilon_{y t}, \omega_t, \Xi_{\pi,t}, \Xi_{y,t}, \Xi_{\omega,t})'$ تحت حالت مشاهده نشده تابع سیاست بهینه از رابطه (۴۱) حل می‌شود:

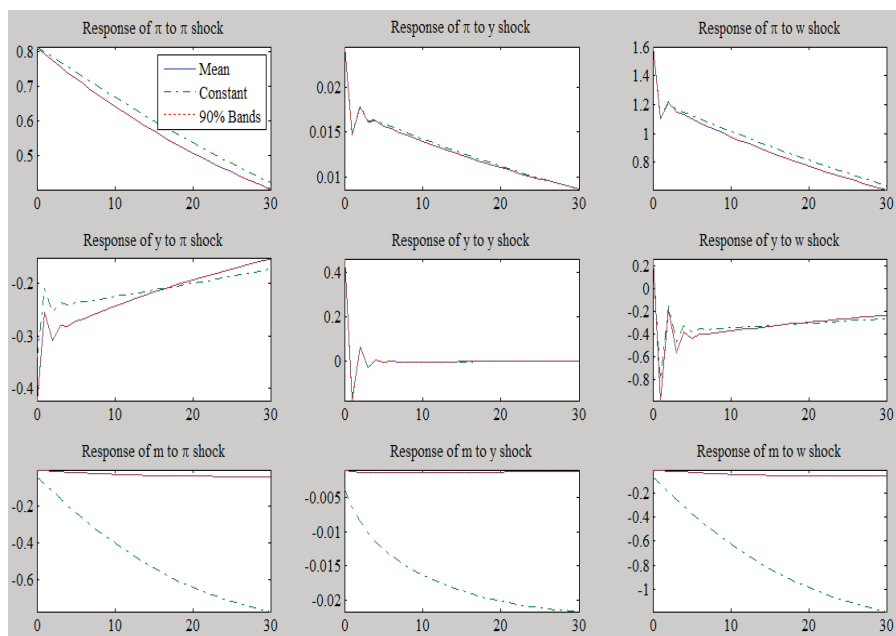
$$i_t = F_j(\bar{p}) \tilde{X}_t \quad (41)$$

$$\Lambda = (1, \lambda, \nu, \Psi_{jt}), Y_t = (\pi_t, y_t, i_t - i_{t-1}, i)$$

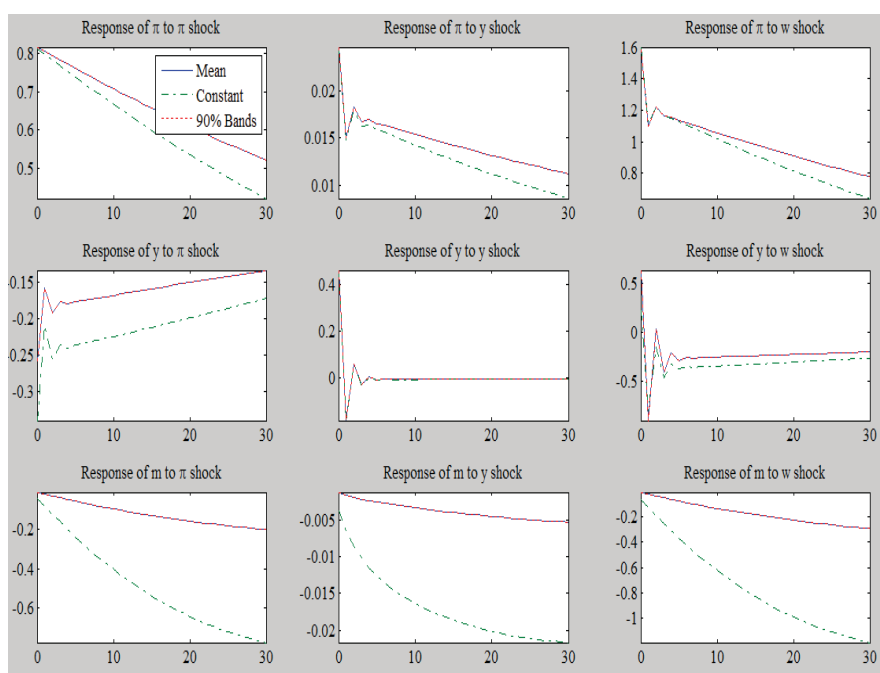
برای اینکه تاثیر نااطمینانی روی سیاست بهینه بررسی شود از تابع ضربه-واکنش استفاده شده است. در این تحقیق $\delta = 1$ و $(\lambda = 0.5, \nu = 0.5)$ در نظر گرفته شده است و برای ψ_1 و ψ_2 دو حالت را در نظر می‌گیریم: $(\psi_1 = 0.4, \psi_2 = 0.8)$ و $(\psi_1 = 0.5, \psi_2 = 0.5)$ بنابراین توابع ضربه-واکنش را تحت سیاست بهینه در حالت‌های مشاهده شده و مشاهده نشده در چهار وضعیت بررسی می‌کنیم.

همچنین ضربه-واکنش تحت سیاست بهینه برای الگوی ضرایب ثابت که همیشه در حالت یک یا دو باقی می ماند در نظر گرفته شده است. از آنجایی که شکاف نرخ سود بانکی برونزاست و با توجه به ساختار الگو در حالت یک، روی تورم و تولید ملی تاثیر ندارد، الگوی ضرایب ثابت، حالت دو، یعنی الگوی دوره غیرنرمال است. توابع ضربه-واکنش، واکنش های میانه و ۹۰ درصد دامنه را در ۳۰ دوره نشان می دهند. نمودارها با ۱۰ هزار بار شبیه سازی با استفاده از نرم افزار *Matlab* انجام شده است. توابع ضربه-واکنش تحت سیاست بهینه مشاهده شده در نمودارهای (۲)، (۳) و (۴) نشان داده شده اند.

با مقایسه نمودارها (۲) و (۳) در دو حالت مشاهده شده و مشاهده نشده -با توجه به غیر هم وزن بودن درجه اهمیت نوسانات متغیر سیاستی^۱ در تابع زیان در حالت های غیرنرمال و نرمال -ملاحظه می شود که هنگام بروز تکانه تورم، شکاف تولید کاهش می یابد، یعنی با افزایش تورم و در حالت رونق مقدار تولید به مقدار بالقوه نزدیک می شود. البته در حالت مشاهده شده، شکاف تولید با شدت بیشتری کاهش می یابد. واکنش نرخ رشد حجم پول به تکانه تورم منفی است، یعنی با افزایش تورم سیاست انقباضی در پیش گرفته می شود.



نمودار (۲) - تابع ضربه-واکنش تحت سیاست بهینه مشاهده شده $\lambda = 0.5, \nu = 0.5, \psi_1 = 0.4, \psi_2 = 0.8$



نمودار (۳) - تابع ضربه-واکنش تحت سیاست بهینه مشاهده نشده $\lambda = 0.5, \nu = 0.5, \psi_1 = 0.4, \psi_2 = 0.8$

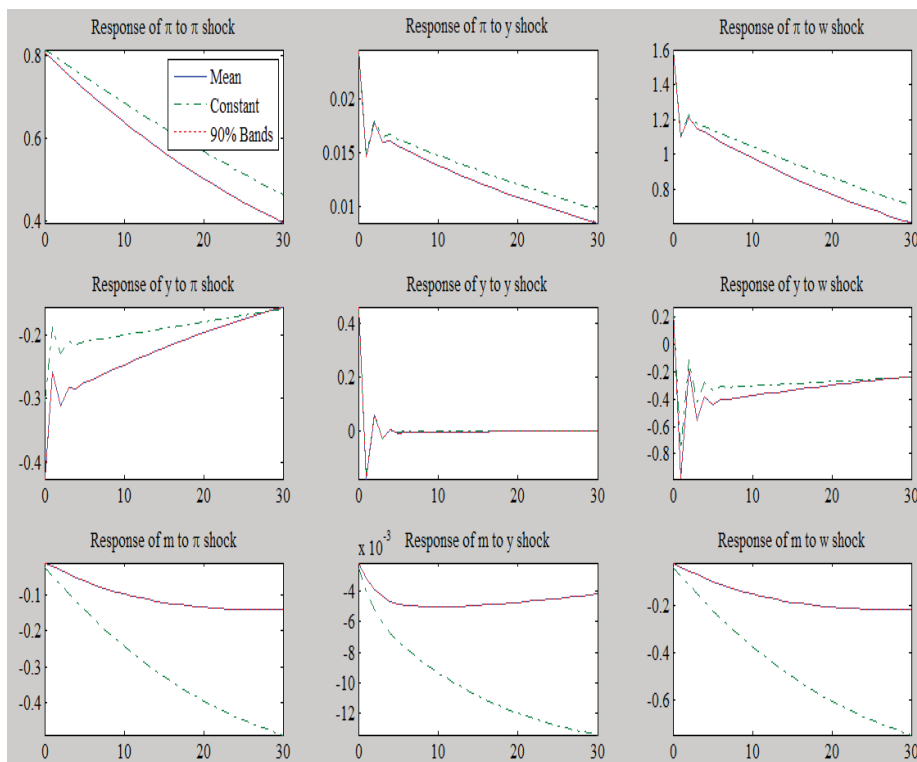
ملاحظه می‌شود که نرخ رشد حجم پول نسبت به تکانه تورمی در حالت مشاهده نشده نسبت به حالت مشاهده شده در دوره‌های بعدی با شدت بیشتری کاهش می‌یابد. هنگام بروز تکانه تولید، تورم افزایش می‌یابد، زیرا بر اساس معادله منحنی فیلیپس، ارتباط میان شکاف تولید با تورم مثبت است. همچنین واکنش تورم به تکانه تولید در حالت مشاهده نشده و مشاهده شده یکسان است. واکنش رشد حجم پول (ابزار پولی) به تکانه شکاف تولید نیز منفی است. این می‌تواند به این علت باشد که هرگاه تولید افزایش یابد، انتظار افزایش سطح دستمزدها و در نتیجه افزایش سطح قیمت‌ها در اقتصاد وجود دارد. نرخ رشد حجم پول نیز در حالت مشاهده نشده نسبت به حالت مشاهده شده در دوره‌های بعدی بیشتر عکس‌العمل نشان می‌دهد.

در دو نمودار (۲) و (۳)، هنگام بروز تکانه شکاف نرخ سود بانکی، تورم افزایش می‌یابد. با توجه مشاهدات و داده‌های مربوط به نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها، این امر می‌تواند به خاطر افزایش شکاف نرخ سود بانکی در نتیجه افزایش نرخ تسهیلات باشد که به نوبه خود باعث افزایش هزینه استفاده از سرمایه برای بنگاه‌ها شده و در نتیجه تورم را افزایش داده است. رفتار تورم نسبت به شکاف نرخ سود بانکی در دو حالت مشاهده نشده و مشاهده شده یکسان است.

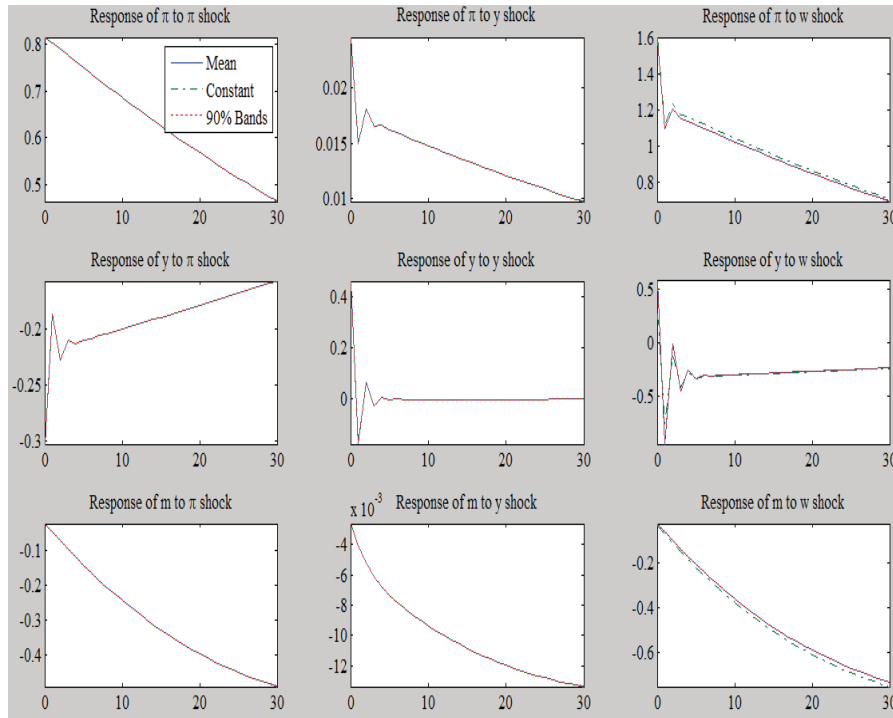
شکاف تولید در اثر تکانه شکاف نرخ سود بانکی، ابتدا افزایش می‌یابد. یک تحلیل این است که تولیدکننده ناچار است با سطح هزینه بالاتری تامین مالی کند و این امر ابتدا منجر به کاهش تولید می‌شود، اما در دوره‌های بعدی تعدیلات صورت گرفته و شکاف تولید کم می‌شود. هنگام بروز تکانه نرخ سود بانکی، نرخ رشد حجم پول کاهش یافته است، زیرا تکانه مثبت نرخ سود بانکی از طریق افزایش هزینه‌ها ممکن است باعث تورم شود و این امر می‌تواند سیاستگذار را ترغیب به کاهش نرخ رشد حجم پول کند.

در نمودارهای (۲)، (۳) و (۴) در حالت الگوی ثابت (حالت ثابت روی زمان غیرنرمال ثابت شده است: خطوط نقطه چین در نمودار) واکنش نرخ رشد حجم پول به تکانه‌های تورم، شکاف تولید و شکاف نرخ سود بانکی بیشتر است.

روند نمودارهای (۴) و (۵) نیز با یکسان‌سازی درجه اهمیت متغیر سیاستی رفتار متغیرها در مقابل تکانه‌ها مانند نمودارهای (۲) و (۲) است. با مقایسه نمودارهای (۲) و (۳) با (۴) و (۵) ملاحظه می‌شود که در حالتی که درجه اهمیت متغیر سیاستی در تابع زیان یکسان است، تحت سیاست بهینه مشاهده نشده شکاف تولید به تکانه تورمی در لحظه نخست نسبت به حالتی که درجه اهمیت متغیر سیاستی در تابع زیان در حالت غیرنرمال بیشتر از حالت نرمال است، عکس‌العمل شدیدتری نشان داده و بیشتر کاهش می‌یابد. نرخ رشد حجم پول تحت هر دو سیاست بهینه مشاهده شده و مشاهده نشده نسبت به تکانه‌های تورمی، تولید و نرخ سود بانکی عکس‌العمل بیشتری نسبت به حالتی که درجه اهمیت متغیر سیاستی در تابع زیان، در حالت غیرنرمال بیشتر از حالت نرمال است، واکنش نشان می‌دهد.



نمودار (۴) - تابع ضربه-واکنش تحت سیاست بهینه مشاهده شده $\lambda = 0.5, \nu = 0.5, \psi_1 = 0.5, \psi_2 = 0.5$



نمودار (۵) - تابع ضربه-واکنش تحت سیاست بهینه مشاهده نشده $\lambda = 0.5, \nu = 0.5, \psi_1 = 0.5, \psi_2 = 0.5$

تنها در نمودار (۵) تحت سیاست بهینه مشاهده نشده و در حالتی که درجه اهمیت نوسانات متغیر سیاستی یکسان است، در نبود ناطمینانی، یعنی در الگوی ثابت (الگوی زمان غیرنرمال: خطوط نقطه چین در نمودار) واکنش نرخ رشد حجم پول به تکانه‌ها با وجود عدم اطمینان یکی است و این نشان می‌دهد که در این حالت سیاستگذار صرفنظر از اینکه نسبت به الگوی حاکم بر اقتصاد مطمئن یا نامطمئن باشد، تحت سیاست بهینه یک واکنش یکسان نسبت به تکانه‌ها نشان می‌دهد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مطالعه با استفاده از الگوی جهشی مارکف در چارچوب یک الگوی کینزی جدید به

بررسی تاثیر نااطمینانی مالی بر سیاست پولی در ایران می‌پردازد.^۱ در این راستا، بر اهمیت توجه به نقش اصطکاک مالی در اتخاذ سیاست پولی و آثار آن برای تورم و تولید تاکید می‌شود. نااطمینانی در اینجا مرتبط به چگونگی تاثیر متغیر مالی بر سایر متغیرهای اقتصادی است. اقتصاد می‌تواند بین دو وضعیت نرمال (شکاف نرخ سود ناچیز) و غیرنرمال تغییر کند، با توجه به این هدف، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (*DSGE*) کینزی جدید برای این دو دوره زمانی برآورد شده است.

برآوردها در دو مرحله صورت گرفته است؛ در مرحله اول، پارامترهای الگوی نرمال با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد شده است. در مرحله بعد با استفاده از نتایج مرحله اول، پارامترهای الگوی جهشی مارکف با استفاده از روش مترو پلیس-هستینگز گام تصادفی برآورد شده است. در قالب الگوی مربع-خطی-جهشی مارکف، توابع ضربه-واکنش برآورد و واکنش متغیرهای کلیدی الگو به سه تکانه «تورم»، «شکاف تولید» و «شکاف نرخ سود بانکی» استخراج شده است.

نتایج نشان می‌دهد هنگام بروز تکانه تورم، ابتدا شکاف تولید کاهش یافته و به تدریج به سمت حالت پایدار خود نزدیک می‌شود. واکنش اولیه نرخ رشد حجم پول نیز به تکانه تورم منفی است، اما این متغیر به مقدار تعادل قبلی خود باز نمی‌گردد. در صورت بروز تکانه شکاف تولید، تورم افزایش می‌یابد و پس از چند دوره به حالت پایدار خود بازمی‌گردد، اما نرخ رشد حجم پول در صورت این تکانه کاهش می‌یابد.

همچنین مشاهده می‌شود تکانه شکاف نرخ سود بانکی، ابتدا باعث افزایش نرخ تورم و شکاف تولید شده، اما در دوره‌های بعدی این دو متغیر به حالت پایدار خود نزدیک می‌شود. تکانه نرخ سود بانکی نیز، نرخ رشد حجم پول را کاهش می‌دهد. نتیجه مهم دیگر این است که واکنش سیاست پولی نسبت به سه تکانه مورد اشاره در زمان غیرنرمال با وجود حالت اطمینان، شدیدتر از حالت عدم اطمینان است.

۱-به نظر می‌رسد با گسترش و توسعه الگوی بکار گرفته شده بتوان نااطمینانی ناشی از شرایط غیرعادی به خاطر اجرای برخی سیاست‌مانند اصلاح قیمت‌های انرژی را در آینده بررسی کرد.

نتایج نشان می‌دهد توجه به نااطمینانی و اصطکاک مالی در اتخاذ سیاست پولی بهینه از اهمیت ویژه‌ای برای سیاستگذاری برخوردار است و بی‌توجهی به این مساله می‌تواند منجر به اعمال سیاست پولی نادرست شود.

پیشنهاد می‌شود برای کارهای آتی الگوی مورد استفاده به گونه‌ای توسعه یابد که امکان بررسی اثرات تکانه‌های نفتی در کنار تکانه‌های مالی و عدم اطمینان‌های ناشی از هر دو تکانه فراهم شود.

فهرست منابع

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره‌سادات (۱۳۹۰)، «تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۱، صص ۲۲-۱.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، «بررسی منحنی فیلپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، شماره ۳، صص ۲۲-۱.

خورسندی، مرتضی، اسلاملوئیان، کریم و ذوالنور، سیدحسین (۱۳۹۱)، «قاعده بهینه برای سیاست پولی با فرض پایداری تورم: مورد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵۱.

زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۹۱)، «تعیین سیاست‌های پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نااطمینانی با استفاده از مدل اقتصاد کلان پایه خرد»، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، شماره ۳، صص ۳۹-۱۳.

شاهمرادی، اصغر، متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹) «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۱۰، صص ۱۱۶-۸۷.

شاهمرادی، اصغر و مهدی صارم (۱۳۹۲)، «سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۸، شماره ۲، صص ۴۲-۲۵.

مشیری، سعید، باقری پرمهر، شعله و موسوی نیک، سیدهادی (۱۳۹۰)، «بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۵، شماره ۲، صص ۶۹-۶۰.

Blake, A. P. and F. Zampolli (2006), "Time Consistent Policy in Markov Switching Models", Working Paper, Bank of England, No. 298.

- Curdia, V. and M. Woodford (2010), "Credit Spreads and Monetary Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, Vol. 42, PP. 3-35.
- Curdia, V. and M. Woodford (2009), "Credit Frictions and Optimal Monetary Policy", BIS Working Papers, No. 278.
- Christiano, L. J., Motto, R. and M. Rostagno (2003), "The Great Depression and the Friedman-Schwartz Hypothesis", *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 35, PP. 1119-1198.
- Clarida, R., Gali, J. and M. Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic*, Vol. 37, No. 4, PP. 1661-1707.
- Costa, O. L. V., Marecelo, D. F. and R. P. Marques (2005), *Discrete-Time Markov Jump Linear Systems*, Springer, London.
- Costa, O. L. V. and D. F. Marclo (1995), "Discrete-Time LQ-Optimal Control Problems for Infinite Markov Jump Parameter Systems", *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 40, PP. 2076-2088.
- Gali, J. and M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 2, PP. 195-222.
- Gertler, M., Gilchrist, S. and F. Natalucci (2007), "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, PP. 295-330.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson (1999), *State Space Models with Regime Switching*, The MIT Press, Massachusetts.
- Linde, J. (2005), "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach", *Journal of Monetary Economics*, No. 52, PP.1135-1149.
- Marcet, A. and R. Marimon (1998), "Recursive Contracts", Working Paper, Pompeu Fabera, No. 552.
- Onatski, A. and N. Williams (2003), "Modeling Model Uncertainty", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 5, PP. 1087-1122.
- Roberts, J. M. (2001), "How Well does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 5, PP. 1-39.

- Rudd, J. and K. Whelan (2005), “New Tests of the new-Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, PP. 1167-1181.
- Rudebusch, G. and L. E. Svensson (1999), “Policy Rules for Inflation Targeting”, NBER Working Paper, No. 6512.
- Svensson, L. E. and N. William (2008), “Optimal Monetary Policy Under Uncertainty in DSGE Models: A Markov Jump-Linear-Quadratic Approach”, NBER Working Paper, No. 13892.
- Svensson, L.E. and N. Williams (2007), “Monetary Policy with Model Uncertainty: Distribution Forecast Targeting”, Working Paper, No. 11733.
- Williams, N. (2012), “Monetary Policy under Financial Uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 59, No. 5, PP. 449-465.
- Zampolli, F. (2006), “Optimal Monetary Policy in a Regime-Economy: The Response to Abrupt Shift in Exchange-Rate Dynamics”, Working Paper, No. 297, Bank of England.

