

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال هفتم، شماره ۲۵، بهار ۱۳۹۷

صفحات: ۵۵-۸۳

DOI: 10.22084/aes.2017.14854.2546

## تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران در رژیم‌های نوسانی مختلف: رهیافت مارکوف سوئیچینگ DSGE

لسیان سعیدپور<sup>۱</sup>

حسن حیدری<sup>۲\*</sup>

حمیدرضا فعالجو<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۰۲

### چکیده

این مقاله با بهره‌گیری از رهیافت اقتصاد کلان سنجی مارکوف سوئیچینگ DSGE به بررسی تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت رژیم‌های نوسانی مختلف برای اقتصاد ایران پرداخته است. در این راستا، از چارچوب تئوریک اقتصاد باز کینزین‌های جدید و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ استفاده شده است. نتایج حاصل از احتمالات فیلتر رژیم‌های نوسانی نشان می‌دهد که واریانس تکانه‌های پولی و مالی در سه مقطع زمانی ۱۳۷۲-۱۳۷۵، ۱۳۷۷-۱۳۷۸ و ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ بیشتر از سایر دوره‌ها می‌باشد که تحت رژیم با نوسان بالا شناخته می‌شود. نکته قابل توجه نقش مؤثر تورم فزاینده در دوره‌های با نوسان بالا می‌باشد. نتایج توابع عکس‌العمل آنی تکانه‌ها نیز نشان می‌دهند که عموماً واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌های پولی و مالی در رژیم با نوسان بالا بیشتر از رژیم با نوسان پایین می‌باشد. همچنین تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی باعث کاهش تولید و تورم کالاهای قابل‌مبادله و افزایش تولید و تورم کالاهای غیرقابل‌مبادله می‌شود. تکانه مخارج دولت نیز باعث افزایش تورم کالاهای غیرقابل‌مبادله و کاهش تورم کالاهای قابل‌مبادله می‌شود. تکانه درآمدهای مالیاتی دولت نیز تأثیر کوتاه‌مدت و اندکی بر متغیرهای مورد نظر دارد. در نهایت تکانه پایه پولی نیز ضمن این‌که بیشترین تأثیر را بر حجم پول دارد، باعث افزایش سایر متغیرهای مورد مطالعه شامل تولید و تورم کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله و سرمایه‌گذاری شده است.

**کلیدواژه‌ها:** مارکوف سوئیچینگ DSGE، تکانه مالی، تکانه پولی، کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله.

طبقه‌بندی JEL: C11، C51، E32، E63

**Email:** Saeidpour.lesyan@gmail.com

**Email:** h.heidari@urmia.ac.ir

**Email:** h.faaljou@urmia.ac.ir

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه (\*نویسنده مسئول)

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه

## ۱. مقدمه

فراهم نمودن ابزارهای لازم برای تحقق رشد اقتصادی پایدار و ایجاد ثبات در متغیرهای کلان اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های دولتمردان و اقتصاددانان مطرح می‌باشد. در این راستا، سیاست‌های پولی و مالی به‌عنوان مهم‌ترین ابزارهای سیاستی مطرح می‌باشند که مباحث و منازعات فراوانی پیرامون آن‌ها شکل گرفته است. همسو با دیدگاه‌های تئوریک متفوت که عموماً در چارچوب دو دیدگاه کینزی و کلاسیکی شکل گرفته و طی زمان با اعمال تغییراتی گسترش یافته‌اند، حجم انبوهی از مطالعات تجربی نیز به بررسی میزان و نحوه‌ی تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند که آن‌ها نیز نتایج متنوع و متفاوتی را ارائه کرده‌اند.

اگرچه تفاوت و تنوع در دیدگاه‌های تئوریک و نتایج مطالعات تجربی مانع از شکل‌گیری اتفاق نظر در خصوص به‌کارگیری ابزارهای سیاستی مشخصی شده است، اما برنامه‌ریزان اقتصادی کشورها به فراخور ضرورت و شرایط اقتصادی جوامع اقدام به اجرای سیاست‌های پولی و مالی مختلف کرده‌اند. شایان توجه است که اگرچه استفاده از این ابزارهای سیاستی اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد، اما همواره و لزوماً اتخاذ این سیاست‌ها منجر به محقق‌شدن اهداف موردنظر نمی‌شود و حتی می‌تواند زمینه‌ساز ایجاد بی‌ثباتی در متغیرهای کلان اقتصادی گردد (فلایو و اوسینوبی، ۲۰۰۶: ۹۴).

بدون تردید عدم‌شناخت کافی و عدم‌تحلیل مناسب از واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌ها و تکانه‌های اعمال شده در ساختار اقتصادی هر کشور، عامل مؤثری در ناموفق بودن اجرای چنین سیاست‌هایی به شمار می‌رود؛ بنابراین، به نظر می‌رسد که فراهم آوردن یک چارچوب تئوریک و رهیافت تحلیلی مناسب که بتواند واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌ها و تکانه‌ها را در هر کشور به درستی ارزیابی کند، می‌تواند کاربرد سیاست‌های پولی و مالی را مفیدتر نماید. در این راستا، طی دو دهه گذشته پیشرفت‌های قابل‌ملاحظه‌ای در مدل‌سازی کلان اقتصادی در چارچوب رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)<sup>۲</sup> حاصل شده است.

در ادامه این پیشرفت‌ها و در چند سال اخیر، فارمر<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۸) با بیان این‌که تغییرات سیاستی و ساختاری منجر به شکل‌گیری انتظارات تغییر رژیمی در عوامل اقتصادی می‌شوند، تحلیل و بررسی دقیق تأثیر تکانه‌ها و سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای اقتصادی را منوط به تشخیص و تفکیک این رژیم‌ها دانسته‌اند. در راستای چاره‌جویی برای چالش ذکر شده، در سال‌های اخیر مدل‌سازی تغییر رژیمی تعادل عمومی پویای تصادفی (RS-DSGE)<sup>۴</sup> با قابلیت اعمال تغییرات واریانس تکانه‌ها و پارامترهای ساختاری معرفی شده که رهیافتی کارآمد برای تحلیل پویایی‌های متغیرهای

1. Folarawo and Osinubi  
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium  
3. Farmer  
4. Regime-Switching DSGE

کلان اقتصادی می‌باشد. مزیت اصلی رویکرد RS-DSGE در توانایی تصریح پدیده‌های اقتصادی بدون اعمال تغییرات در مفاهیم تئوریک و اعمال فروض غیرواقع‌بینانه است (وارا، ۲۰۱۳: ۴). از طرفی مسائل مطرح شده در خصوص تغییرات پارامترهای ساختاری و تغییرات واریانس تکانه‌ها باعث می‌شود تا ضرورت استفاده از رویکرد RS-DSGE و ضعف مدل‌های متعارف DSGE در عدم‌توانایی لحاظ کردن انتظارات تغییر رژیمی شکل گرفته در عوامل اقتصادی نمایان گردد که در بخش ادبیات موضوع بیشتر در این خصوص بحث خواهد شد.

با عطف به این مسأله که اقتصاد ایران نیز فارغ از مباحث مطرح شده نمی‌باشد و کنکاش در سیاست‌ها و پدیده‌های مؤثر در محیط اقتصاد ایران طی سه دهه گذشته حاکی از وجود تغییرات گسترده در سطح کلان اقتصاد کشور می‌باشد، این مسئله امکان شکل‌گیری انتظارات عقلایی تغییر رژیمی در عوامل اقتصادی را بسیار محتمل می‌کند. به‌عنوان مثال می‌توان به دوره‌های تورمی شدید، تغییرات گسترده سیاست‌های نرخ ارز، هدفمندسازی یارانه‌ها و تحریم‌های مؤثر اقتصادی اشاره نمود که می‌توانند باعث شکل گرفتن انتظارات عقلایی تغییر رژیمی در عوامل اقتصادی گردند.

بنابراین، هدف پژوهش حاضر بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی تحت رژیم‌های نوسانی مختلف در چارچوب رهیافت مارکوف سوئیچینگ DSGE (MS-DSGE)<sup>۲</sup> با بهره‌گیری از آموزه‌های اقتصاد باز کینزین‌های جدید طی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ است. وجه تمایز اصلی پژوهش حاضر نسبت به سایر مطالعات داخلی استفاده از رویکرد MS-DSGE می‌باشد که تاکنون در مطالعات داخلی مورد استفاده قرار نگرفته و با عطف به توضیحات ارائه شده، استفاده از این رویکرد از اهمیت بسزایی در تحلیل تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور برخوردار است. ویژگی دیگر مطالعه حاضر معطوف به تفکیک بخش بنگاه به کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله است که با توجه به متکی بودن اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، این تفکیک می‌تواند نتایج و رهنمودهای سیاستی ارزشمندی را ارائه دهد. همچنین، وجه تمایز مطالعه حاضر نسبت به مطالعات خارجی مبتنی بر رویکرد MS-DSGE مربوط به لحاظ نمودن بخش دولت و سیاست‌های مالی است که در مطالعات خارجی صرفاً سیاست‌های پولی با استفاده از این رویکرد مورد مطالعه قرار گرفته است.

در ادامه ساختار مقاله بدین ترتیب می‌باشد که ادبیات موضوع با تمرکز بر رویکرد MS-DSGE در بخش بعدی ارائه می‌شود. در بخش سوم، الگوی پایه‌ای مدل مبتنی بر اقتصاد باز کینزین‌های جدید تصریح می‌شود. بخش چهارم به بحث روش تحقیق پیرامون رهیافت MS-DSGE اختصاص دارد.

1. Vavra

2. Markov Switching DSGE

در بخش پنجم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود و در نهایت خلاصه و نتیجه‌گیری در بخش پایانی ارائه می‌شود.

## ۲. ادبیات موضوع

اگرچه رهیافت مدل‌سازی DSGE با تئوری ادوار تجاری حقیقی معرفی و گسترش یافت، اما به دلایلی مانند تأکید بیش از حد به تکانه تکنولوژی به‌عنوان منبع اصلی ادوار تجاری، فرض رقابت کامل و انعطاف‌پذیری قیمت و دستمزد، پیش‌بینی خنثی بودن پول برخلاف شواهد تجربی مشاهده شده و عدم توجه به بخش تقاضا مورد انتقاد اقتصاددانان قرار گرفت. از این‌رو، اقتصاددانان ضمن حفظ ویژگی‌های مثبت تئوری ادوار تجاری حقیقی مانند انتظارات عقلایی، بنیان‌های خرد اقتصادی و رفتار بهینه‌سازی کارگزاران اقتصادی، امکان بررسی سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و تکانه‌های طرف تقاضا را با لحاظ کردن ساختار رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت و دستمزد فراهم آوردند که به تئوری کینزین‌های جدید معروف شد (دوراته<sup>۱</sup>، ۲۰۱۵: ۲۷).

در ادامه این پیشرفت‌ها و در چند سال اخیر، فارمر<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۰۸) با بیان اینکه تغییرات سیاستی و ساختاری منجر به شکل‌گیری انتظارات تغییر رژیم در عوامل اقتصادی می‌شود، تحلیل و بررسی دقیق تأثیر تکانه‌ها و سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای اقتصادی را منوط به تشخیص و تفکیک این رژیم‌ها دانسته است. جونپور میه<sup>۳</sup> (۲۰۱۵) نیز با بیان این‌که در محیطی که شکست ساختارهای اقتصادی و تغییرات واریانس‌ها اتفاق می‌افتد، سیاست‌های متعارف ضعیف و وقایع گذشته مانند بحران‌ها تمایل به تکرار مجدد دارند که تحت چنین شرایطی عوامل اقتصادی انتظارات عقلایی خود را پیرامون رژیم‌های مختلف شکل داده و پارامترهای سیاستی واکنش‌های متفاوتی را نشان می‌دهند. در این خصوص شواهدی مبنی بر تغییرات واریانس تکانه‌ها در مطالعات استاک و واتسون<sup>۴</sup> (۲۰۰۳)، سیمز و زا<sup>۵</sup> (۲۰۰۶) و جاستینانو و پرایمیسری<sup>۶</sup> (۲۰۰۸) ارائه شده است. بحث شکست در پارامترهای ساختاری نیز در مطالعات برنانکه<sup>۷</sup> و همکاران (۱۹۹۹)، لایبیک و اسپروفید<sup>۸</sup> (۲۰۰۴) و دیوگ و لیپر<sup>۹</sup> (۲۰۰۷) مورد تأکید قرار گرفته است. بخشی دیگر از مطالعات نیز وجود تغییرات در هر

1. Duarte

2. Farmer

3. Junior Maih

4. Stock and Watson

5. Sims and Zha

6. Justiniano and Primiceri

7. Bernanke

8. Lubik and Schorfheide

9. Davig and Leeper

دو مقوله واریانس و پارامترهای ساختاری را مورد تأکید قرار داده‌اند که می‌توان به مطالعات اسمت و وترز (۲۰۰۷)، سونسون و ویلیامز<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) و کاگلی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۲) اشاره نمود. مسائل مطرح شده در خصوص تغییرات پارامترهای ساختاری و تغییرات واریانس تکانه‌ها باعث می‌شود تا ضعف مدل‌های متعارف DSGE در عدم توانایی لحاظ کردن انتظارات تغییر رژیمی شکل گرفته در عوامل اقتصادی نمایان گردد. در واقع واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌ها و سیاست‌های اقتصادی تحت تأثیر انتظارات تغییر رژیمی شکل گرفته متفاوت بوده و لحاظ نشدن این مسأله باعث ارائه تحلیل‌های نادرست از اثرات تکانه‌ها و سیاست‌های اقتصادی در شرایط مختلف می‌گردد. در راستای چاره‌جویی برای چالش ذکر شده، در سال‌های اخیر مدل‌سازی تغییر رژیمی تعادل عمومی پویای تصادفی (RS-DSGE) که قادر به اعمال تغییرات واریانس تکانه‌ها و تغییرات پارامترهای ساختاری می‌باشد معرفی شده که یک چارچوب تئوریک و رهیافت تجربی قدرتمند برای مطالعه و تحلیل پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی فراهم کند. مزیت اصلی رویکرد RS-DSGE در توانایی تصریح پدیده‌های اقتصادی بدون اعمال تغییرات در مفاهیم تئوریک و اعمال فروض غیر واقع‌بینانه است (وارا، ۲۰۱۳: ۴).

از آنجایی که در چند سال اخیر رهیافت تغییر رژیمی DSGE معرفی و گسترش یافته است، این رویکرد به دلیل برخورداری از ویژگی‌های برجسته و کارآمد از سال ۲۰۰۸ در کانون توجه مطالعات تجربی خارجی قرار گرفته است. البته شایان توجه است که مطالعات خارجی عموماً بر بخش پولی متمرکز شده و توجه چندانی به سیاست‌های مالی نداشته‌اند که این مسأله نیز متأثر از ساختار اقتصادی کشورهایی می‌باشد که مورد مطالعه قرار گرفته‌اند.

لیو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر انتظارات تغییر رژیمی در سیاست‌های پولی کشور انگلیس پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که امکان تغییرات رژیمی در سیاست‌های پولی نقش عمده‌ای در شکل‌گیری انتظارات عاملان اقتصادی و پویایی‌های تعادل ایفا می‌کند. همچنین، تغییرات پارامترهای ساختاری قاعده پولی نشان می‌دهد که تغییرات از نرخ بهره پایین به نرخ بهره بالا نمی‌تواند عامل اصلی کاهش نوسانات تورم و تولید باشد.

لیو و مامتاز<sup>۴</sup> (۲۰۱۱) تغییرات ساختاری در اقتصاد انگلیس را با استفاده از مدل DSGE تغییر رژیمی مورد بررسی قرار دادند که نتایج مطالعه آن‌ها بر تغییرات رژیمی در پارامترهای ساختاری و تغییرات نوسانات تکانه‌های ساختاری تأکید کرده است. همچنین یک مدل با لحاظ تغییرات

---

1. Svensson and Williams  
2. Cogley  
3. Liu  
4. Liu and Mumtaz

پارامترهای قاعده تیلور و نوسانات تکانه‌های ساختاری به‌عنوان بهترین تصریح معرفی شده است. نتایج مدل انتخاب شده نیز بر واکنش ناچیز مقامات پولی به تورم در دهه ۱۹۷۰ دلالت کرده است. چوی و هار<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تغییر رژیمی به بررسی تأثیر تغییرات ضرایب قاعده پولی و تغییرات رژیمی نوسانات تکانه‌ها در تحلیل نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی کشور کره جنوبی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی واکنش شدیدی به تورم دارند و در طرف مقابل وابستگی اندکی به تولید دارند. همچنین نتایج حاکی از کاهش تورم و نوسانات آن پس از هدف‌گذاری تورم در سال ۲۰۰۰ در کشور کره جنوبی است. از طرفی منبع اصلی نوسانات کلان اقتصادی در کشور کره جنوبی تکانه تکنولوژی معرفی شده است.

گانکالوس<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی پویایی‌های اقتصاد کلان کشور برزیل در چارچوب یک مدل DSGE تغییر رژیمی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که اعمال تغییرات رژیمی در نوسانات و قاعده تیلور از قدرت برآزش مناسب‌تری نسبت به مدل‌های متعارف DSGE برخوردار است. همچنین بر پایه نتایج حاصل شده دوره‌های زمانی (۱۹۹۸-۲۰۰۰) و (۲۰۱۰-۲۰۰۸) در برزیل دارای نوسانات کلان اقتصادی بالایی بوده و نوسانات تکانه ترجیحات و تکانه مارک آپ قیمت نقش عمده‌ای را در پویایی‌های تولید ایفا می‌کنند.

اگرچه حجم انبوهی از مطالعات داخلی از ابعاد و زوایای مختلف به بررسی مسائل کلان اقتصادی کشور با استفاده از رویکرد DSGE پرداخته‌اند، اما تاکنون از رویکرد DSGE تغییر رژیمی در مطالعات داخلی استفاده نشده است. با این وجود، به بررسی اجمالی بعضی از مطالعات داخلی پرداخته می‌شود که از حیث ساختار پایه‌ای مدل تئوریک و یا اهداف تحقیق مشابهت‌هایی را دارند.<sup>۳</sup>

خیابانی و امیری (۱۳۹۳) به بررسی جایگاه سیاست‌های پولی و مالی با تأکید بر بخش نفت در چارچوب یک مدل DSGE پرداخته‌اند که نتایج توابع عکس‌العمل آنی بر تأثیر مثبت تکانه‌های قیمت و تولید نفت بر سرمایه‌گذاری، تولید، هزینه نهایی، تورم، مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی تأکید دارند. زمانزاده و همکاران (۱۳۹۳) نیز با تفکیک کالاها به دو بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله به بررسی سازوکار انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهند که تکانه مثبت قیمت نفت موجب افزایش نسبی قیمت کالاهای بخش قابل غیرقابل تجارت به قابل تجارت می‌شود که مبین وجود بیماری هلندی در کشور می‌باشد. جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم را در چارچوب یک اقتصاد باز کینزین جدید

1. Choi and Hur

2. Gonçalves

۳. به جهت گستردگی مطالعات داخلی صرفاً برخی از مطالعات به‌صورت اجمالی بررسی شده است. لذا برای مطالعه کامل‌تر مطالعات داخلی مبتنی بر رویکرد DSGE به مطالعه فطرس و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه شود.

مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که تأثیر تکانه‌های پایه پولی، مخارج دولت و درآمد نفت بر تولید و تورم مثبت بوده، اما تکانه فناوری بر تورم اثر منفی و بر تولید اثر مثبت دارد. فطرس و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب تئوری کینزین‌های جدید بر پایه مدل DSGE پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تکانه پایه پولی باعث افزایش مصرف داخلی، نقدینگی و تورم می‌شود. از طرفی تکانه مخارج دولت باعث افزایش مصرف خصوصی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود.

فطرس و معبودی (۱۳۹۵) اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد را با استفاده از مدل DSGE مورد مطالعه قرار دادند که نتایج آن‌ها بر تأثیر مثبت تکانه پولی و مخارج دولت بر رشد اقتصادی حکایت دارد. محمدی و میرابی‌زاده (۱۳۹۵) نیز با تکیه بر تفکیک کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله به تحلیل تأثیر درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران با بهره‌گیری از رویکرد DSGE پرداخته‌اند که نتایج آن‌ها نشان می‌دهد تکانه مثبت درآمدهای نفتی باعث افزایش بزرگ‌تر تولید در کالاهای بخش غیرتجاری نسبت به بخش تجاری می‌شود.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان عنوان کرد که وجه تمایز اصلی مطالعه حاضر از مطالعات خارجی با رویکرد MS-DSGE مربوط به لحاظ نمودن بخش دولت و سیاست‌های مالی است. از طرفی وجه تمایز اصلی مطالعه حاضر نسبت به مطالعات داخلی مربوط به استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ DSGE می‌باشد که تاکنون در مطالعات داخلی مورد استفاده قرار نگرفته است.

### ۳. الگوی پایه‌ای مدل

برای بررسی تأثیر تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت DSGE تغییر رژیمی مارکوف، در این بخش ساختار پایه‌ای مدل تئوریک مبتنی بر اقتصاد باز کینزین‌های جدید معرفی می‌شود. ساختار کلی اقتصاد باز کینزین‌های جدید به تاسی از مطالعات ادولفسان<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۷) و بوریل<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۰) انتخاب و گسترش یافته که مشتمل بر پنج بخش کلی شامل بخش‌های خانوار، بنگاه، دولت، بانک مرکزی و اقتصاد خارجی است. از طرفی به تبعیت از مطالعات موزیل<sup>۳</sup> (۲۰۰۹)، رادولف و زورلیندن<sup>۴</sup> (۲۰۱۴) و ماجوکا و داکوسای<sup>۵</sup> (۲۰۱۴) مصرف خانوار به دو بخش کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله تفکیک می‌شوند که کالاهای قابل مبادله نیز به کالاهای داخلی و خارجی تفکیک می‌شوند. لازم به ذکر است که تفکیک کالاهای

1. Adolfson
2. Burriel
3. Musil
4. Rudolf and Zurlinden
5. Majuca and Dacuycuy

قابل مبادله و غیرقابل مبادله متأثر از وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی می‌باشد که بالطبع سیاست‌های پولی و مالی نیز از این قاعده کلی مستثنی نیستند. از این رو انتظار می‌رود که تولید و تورم کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله تحت تأثیر تئوری بیماری هلندی ممکن است واکنش‌های متفاوتی به تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی نشان دهند. در این راستا، بخش بنگاه نیز به دو بخش بنگاه‌های داخلی و خارجی تقسیم می‌شوند که بنگاه‌های داخلی به بنگاه‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله تفکیک می‌شوند و بنگاه‌های خارجی نیز به بنگاه کالاهای وارد کننده، کالاهای صادر کننده و کالاهای سرمایه‌ای تفکیک شده‌اند. بخش دولت و بانک مرکزی نیز با بهره‌گیری از مطالعات خیابانی و امیری (۱۳۹۳) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) تصریح شده‌اند. از طرفی برای لحاظ کردن اقتصاد خارجی در مدل نیز از سه معادله استاندارد منحنی IS، معادله تورم و سیاست پولی استفاده می‌شود.

### ۳-۱. خانوار

در این بخش ابتدا تابع مطلوبیت و قید بودجه خانوار معرفی می‌شوند، سپس ساختار مصرف و سرمایه‌گذاری موردنظر بیان شده و در نهایت به بیان شروط مرتبه اول حاصل از فرایند بهینه‌سازی خانوار پرداخته خواهد شد. با فرض این که خانوار از مصرف و نگهداری مانده حقیقی پول مطلوبیت کسب کند و با کار کردن مطلوبیت از دست دهد، تابع مطلوبیت بین دوره‌ای تنزیل شده خانوار بدین صورت تصریح می‌شود:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{1}{1-\sigma_c} (C_t)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_L} (L_t)^{1+\sigma_L} + \frac{K_M}{1+\sigma_M} (M_t)^{1+\sigma_M} \right\} \quad (1)$$

در تابع مطلوبیت تصریح شده فوق،  $C_t$  مصرف،  $L_t$  میزان کار،  $M_t$  حجم نقدینگی،  $\beta$  عامل تنزیل ذهنی،  $\sigma_c$  کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف،  $\sigma_L$  معکوس کشش نیروی کار،  $\sigma_M$  معکوس کشش تراز پرداخت‌های نقدی و  $K_M$  ضریب ترجیح مانده پولی را نشان می‌دهند. از طرفی قید بودجه خانوار که تابع مطلوبیت بین دوره‌ای خود را نسبت به آن حداکثر می‌کنند، بیان می‌کند که مخارج مصرفی  $(C_t)$ ، مخارج سرمایه‌گذاری در کالاهای سرمایه‌ای  $(P_t^I I_t)$ ، نقدینگی مورد نیاز  $(M_t)$  و خرید اوراق مشارکت  $(B_t)$  از محل درآمدهای حاصل از عرضه نیروی کار  $(W_t L_t)$ ، درآمدهای بهره‌ای ناشی از نگهداری اوراق مشارکت  $(R_{t-1}^b B_{t-1})$ ، نقدینگی دوره قبل  $(M_{t-1})$ ، بازدهی سرمایه  $(R_t^k K_t)$ ، سود تقسیم شده بنگاه‌های نهایی  $(D_t^n)$  و خالص مالیات‌ها  $(T_t)$  تأمین می‌شود که با تقسیم بر شاخص قیمت مصرف کننده به صورت حقیقی تصریح می‌شود:

$$C_t^i + \frac{P_t^I}{P_t} I_t + M_t + B_t = \frac{W_t}{P_t} L_t + R_{t-1}^n \frac{B_{t-1}^n}{P_t} + \frac{M_{t-1}^i}{P_t} + R_t^k K_{t-1} + T_t + D_t \quad (2)$$



در ادامه ساختار مصرف بخش خانوار بررسی می‌شود که مصرف خانوار به صورت سبیدی از کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله در چارچوب یک تابع با کشش جانشینی ثابت (CES) نظر گرفته می‌شود:

$$C_t = [(1 - \alpha_c)^{\frac{1}{\theta_c}} (C_t^T)^{\frac{\theta_c - 1}{\theta_c}} + (\alpha_c)^{\frac{1}{\theta_c}} (C_t^N)^{\frac{\theta_c - 1}{\theta_c}}]^{\frac{\theta_c}{\theta_c - 1}} \quad (3)$$

که در آن  $\alpha_c$  بیانگر سهم کالاهای غیرقابل مبادله در مصرف کل بخش خانوار و  $\theta_c$  بیانگر کشش جانشینی بین کالاهای قابل مبادله ( $C_t^T$ ) و غیرقابل مبادله ( $C_t^N$ ) است. همچنین سبید مصرفی کالاهای قابل مبادله نیز به صورت ترکیبی از کالاهای داخلی و وارداتی تصریح می‌شود:

$$C_t^T = [(1 - \alpha_T)^{\frac{1}{\theta_T}} (C_t^H)^{\frac{\theta_T - 1}{\theta_T}} + (\alpha_T)^{\frac{1}{\theta_T}} (C_t^F)^{\frac{\theta_T - 1}{\theta_T}}]^{\frac{\theta_T}{\theta_T - 1}} \quad (4)$$

که در آن  $\alpha_T$  بیانگر سهم کالاهای وارداتی در سبید کالاهای قابل مبادله بخش خانوار و  $\theta_T$  بیانگر کشش جانشینی بین کالاهای داخلی قابل مبادله ( $C_t^H$ ) و وارداتی قابل مبادله ( $C_t^F$ ) است. از آنجایی که خانوار به دنبال تخصیص بهینه کل مخارج مصرفی میان کالاهای قابل مبادله و کالاهای غیرقابل مبادله است، توابع استخراج شده از فرایند بهینه‌سازی بدین صورت تصریح می‌شوند:

$$C_t^N = \alpha_c \left[ \frac{P_t^N}{P_t} \right]^{-\theta_c} C_t \quad (5)$$

$$C_t^T = (1 - \alpha_c) \left[ \frac{P_t^T}{P_t} \right]^{-\theta_c} C_t \quad (6)$$

همچنین می‌توان توابع کالاهای قابل مبادله داخلی و خارجی را نیز تصریح نمود:

$$C_t^H = (1 - \alpha_T) \left[ \frac{P_t^H}{P_t^T} \right]^{-\theta_T} C_t^T \quad (7)$$

$$C_t^F = \alpha_T \left[ \frac{P_t^F}{P_t^T} \right]^{-\theta_T} C_t^T \quad (8)$$

با توجه به تفکیک‌های انجام شده در خصوص تصمیم‌گیری خانوار برای مخارج مصرفی در زمینه کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله و همچنین تفکیک کالاهای قابل مبادله به داخلی و خارجی، می‌توان شاخص کلی قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت کالاهای قابل مبادله را تصریح نمود:

$$P_t = [(1 - \alpha_c)(P_t^T)^{1-\theta_c} + (\alpha_c)(P_t^N)^{1-\theta_c}]^{\frac{1}{1-\theta_c}} \quad (9)$$

$$P_t^T = [(1 - \alpha_T)(P_t^H)^{1-\theta_T} + (\alpha_T)(P_t^F)^{1-\theta_T}]^{\frac{1}{1-\theta_T}} \quad (10)$$

پس از بررسی ساختار مصرفی که خانوار در خصوص آن تصمیم‌گیری می‌کند، معادله تشکیل سرمایه خانوار بررسی می‌شود که مطابق شکل استاندارد ادبیات موضوع مدل‌های تعادل عمومی بدین صورت تصریح می‌شود:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + [1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}})]I_t \quad (11)$$

که در آن  $\delta$  بیانگر نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت است و  $S(\cdot)$  تابع تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری است که به سرمایه‌گذاری جاری و وقفه آن وابسته می‌باشد. همچنین، سرمایه‌گذاری به صورت ترکیبی از سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیان می‌شود:

$$I_t = [(1 - \alpha_i)^{\frac{1}{\theta_i}} (I_t^D)^{\frac{\theta_i-1}{\theta_i}} + (\alpha_i)^{\frac{1}{\theta_i}} (I_t^M)^{\frac{\theta_i-1}{\theta_i}}]^{\frac{\theta_i}{\theta_i-1}} \quad (12)$$

در رابطه فوق  $\theta_i$  بیانگر کشش بین سرمایه‌گذاری داخلی ( $I_t^D$ ) و وارداتی ( $I_t^M$ ) و  $\alpha_i$  نشان‌دهنده سهم سرمایه‌گذاری خارجی در کل سرمایه‌گذاری می‌باشند. خانوار  $I_t$  را با توجه به قید هزینه ( $P_t^D I_t^D + P_t^M I_t^M = P_t^I I_t$ ) حداکثر کرده و توابع تقاضای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی را استخراج می‌نماید:

$$I_t^D = (1 - \alpha_i) \left[ \frac{P_t^D}{P_t^I} \right] I_t \quad (13)$$

$$I_t^M = \alpha_i \left[ \frac{P_t^{I,M}}{P_t^I} \right] I_t \quad (14)$$

شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری نیز به صورت ترکیبی از شاخص قیمت کالاهای داخلی ( $P_t^D$ ) و وارداتی ( $P_t^{I,M}$ ) تعریف می‌شود:

$$P_t^I = [(1 - \alpha_i)(P_t^D)^{1-\theta_i} + (\alpha_i)(P_t^{I,M})^{1-\theta_i}]^{\frac{1}{1-\theta_i}} \quad (15)$$

در نهایت تابع لاگرانژ برای بهینه‌سازی تابع مطلوبیت بین دوره‌ای تنزیل شده خانوار نسبت به قید بودجه در معادله (۱۶) تصریح شده و شروط مرتبه اول آن استخراج و به جهت اختصار نتایج ساده-سازی شده آن ارائه گردیده است. معادله (۱۷) بیانگر شرط مرتبه اول مصرف است. معادله (۱۸) شرط مرتبه اول سرمایه‌گذاری است که بیانگر نسبت ارزش سرمایه نصب شده بر حسب هزینه جایگزینی می‌باشد که به  $q$  توپین معروف است. معادله (۱۹) شرط مرتبه اول سرمایه است که روشی بهینه برای تعیین قیمت سرمایه می‌باشد که در آن بازدهی آتی و نرخ استهلاک سرمایه برای تعیین قیمت سرمایه به حساب آورده شده است. معادله (۲۰) شرط مرتبه اول اوراق مشارکت است که اگر با معادله (۱۷) ترکیب شوند، معادله اولر حاصل خواهد شد. معادله (۲۱) شرط مرتبه اول نیروی کار است که بیانگر معادله عرضه نیروی کار است و معادله (۲۲) شرط مرتبه اول تقاضای پول را نشان می‌دهد.

$$\begin{aligned} \ell_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left[ \frac{1}{1-\sigma_c} (C_t)^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_N} (L_t)^{1+\sigma_N} + \frac{\kappa_M}{1-\sigma_M} \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma_M} \right] \right. \\ \left. + \lambda_t \left[ \frac{W_t L_t}{P_t} + \frac{R_{t-1}^b B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + r_t^k K_{t-1} + T_t + D_t - C_t - \frac{P_t^I I_t}{P_t} - M_t - B_t \right] \right. \\ \left. + Q_t \left( (1-\delta)K_{t-1} + \left[ 1 - S \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t - K_t \right) \right\} \quad (16) \end{aligned}$$

$$E_t \frac{\varepsilon_t^\beta C_t^{-\sigma_c}}{\varepsilon_{t+1}^\beta C_{t+1}^{-\sigma_c}} = E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} \quad (17)$$

$$\frac{P_t^I}{P_t} = q_t \left[ 1 - S \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - S' \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t \left\{ q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S' \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \right\} \quad (18)$$

$$q_t = \beta E_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (R_{t+1}^k + q_{t+1}(1-\delta)) \right\} \quad (19)$$

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \frac{\beta R_t^b}{E_t P_{t+1}} \quad (20)$$

$$L_t^{\sigma_N} = c_t^{-\sigma_c} \frac{W_t}{P_t} \quad (21)$$

$$\kappa_M (M_t)^{-\sigma_M} = \lambda_t \left( -\frac{1}{R_t^b} \right) \quad (22)$$

## ۳-۲. بنگاه

## ۳-۲-۱. بنگاه کالاهای قابل مبادله

در این مدل فرض می‌شود که زنجیره‌ای از بنگاه‌های تولید کننده کالای واسطه‌ای در فضای رقابت انحصاری وجود دارند که کالاهای آن‌ها توسط بنگاه‌های تولید کننده کالاهای نهایی مورد تقاضا قرار گرفته و پس از ترکیب به‌عنوان کالای نهایی به مصرف کنندگان عرضه می‌کنند؛ بنابراین کالاهای واسطه‌ای تحت یک جمعگر دیکسیت - استیگلitz<sup>۱</sup> با یکدیگر ترکیب شده و تحت عنوان کالای نهایی عرضه می‌شود که این مسأله را می‌توان بدین صورت تصریح نمود:

$$Y_t^H = \left[ \int_0^1 (Y_t^{H,i})^{1+\xi_t^H} di \right]^{1+\xi_t^H} \quad (23)$$

که در آن  $Y_t^H$  بیانگر کل تولید کالاهای نهایی قابل مبادله و  $Y_t^{H,i}$  تولید بنگاه  $i$  ام می‌باشد. همچنین  $\xi_t^H$  کشش جانشینی زمان متغیر بین کالاهای نهایی مختلف قابل مبادله را نشان می‌دهد و مارک آپ قیمت متغیر در طول زمان نیز به صورت  $\lambda_t^H = 1 + \xi_t^H$  تعریف می‌شود که بین یک و بی‌نهایت تغییر می‌کند. این بنگاه‌ها با توجه به میزان استفاده از نهاده‌های واسطه‌ای اقدام به حداقل سازی هزینه‌ها می‌کنند؛ بنابراین با حداقل سازی تابع هزینه  $\int_0^1 P_t^{H,i} Y_t^{H,i} di$  نسبت به قید (۲۳) می‌توان تابع تقاضا (معادله ۲۴) و قاعده قیمت گذاری (معادله ۲۵) را استخراج کرد:

$$Y_t^{H,i} = \left( \frac{P_t^H}{P_t^{H,i}} \right)^{-\xi_t^H} Y_t^H \quad (24)$$

$$P_t^H = \left[ \int_0^1 (P_t^{H,i})^{\frac{1}{\xi_t^H}} di \right]^{-\xi_t^H} \quad (25)$$

از طرفی بنگاه کالاهای واسطه‌ای قابل مبادله در فرآیند تولید از ترکیب نهاده‌های سرمایه و نیروی کار استفاده می‌کند که در چارچوب تابع تولید کاب - داگلاس تصریح می‌شود:

$$Y_t^H = A_t^H (K_t^H)^\alpha (N_t^H)^{1-\alpha} - \Phi_H \quad (26)$$

ضمن این که  $(\Phi_H)$  بیانگر هزینه ثابت بنگاه است، مسأله بهینه‌سازی بنگاه کالاهای واسطه‌ای به‌صورت حداقل سازی هزینه بنگاه با توجه به قید تابع تولید که در آن بنگاه برای استفاده از

1. Dixit-Stiglitz

سرمایه ( $K_t^H$ ) و نیروی کار ( $N_t^H$ ) به ترتیب هزینه‌های اجاره سرمایه ( $R_t^k$ ) و دستمزد ( $W_t$ ) را پرداخت می‌کند، می‌باشد:

$$l_t = \frac{W_t N_t^H}{P_t^H} + R_t^k K_t + \xi_t (Y_t^H - A_t^H (K_t^H)^\alpha (N_t^H)^{1-\alpha} + \Phi_H) \quad (27)$$

پس از استخراج شروط مرتبه اول مربوط به نیروی کار و سرمایه از مسأله بهینه‌سازی فوق و انجام عملیات ساده‌سازی و ترکیب معادلات می‌توان مکانیسم قیمت‌گذاری بهینه موجودی سرمایه (معادله ۲۸) و هزینه نهایی حقیقی (معادله ۲۹) را استخراج نمود:

$$R_t^k = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{W_t^H}{P_t^H} \frac{N_t^H}{K_t^H} \quad (28)$$

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{W_t}{P_t^H}\right)^{1-\alpha} (R_t^K)^\alpha \quad (29)$$

از آنجایی تمامی بنگاه‌ها در هر دوره توانایی بهینه‌سازی مجدد قیمت‌ها را به دلیل فرض چسبندگی قیمت ندارند، بر اساس تئوری چسبندگی قیمت کالو فرض می‌شود که در هر دوره به اندازه  $1 - \theta_{KH}$  قدرت قیمت‌گذاری دارند و بنگاه‌هایی که توانایی قیمت‌گذاری ندارند از یک فرآیند شاخص‌بندی استفاده می‌کنند.

$$P_{t+1}^H = (\pi_t^H)^{\tau H} P_t^H \quad (30)$$

لازم به ذکر است که  $\theta_{KH}$  درجه چسبندگی قیمت‌ها و  $\tau H$  مرتبه درجه‌بندی قیمت می‌باشند. با توجه به این مسأله که در هر دوره زمانی بخشی از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌های خود را به صورت بهینه تنظیم کنند و سایر بنگاه‌ها از فرآیند شاخص‌بندی مبتنی بر نرخ تورم گذشته استفاده می‌کنند، رابطه پویای قیمت را نیز می‌توان تصریح نمود:

$$(P_t^H)^{\frac{1}{\xi_t^H}} = \theta_{KH} (P_{t-1}^H)^{\frac{1}{\xi_t^H}} + (1 - \theta_{KH}) (P_{i,t}^{*H})^{\frac{1}{\xi_t^H}} \quad (31)$$

در رابطه فوق  $P_{i,t}^{*H}$  بیانگر سطح قیمت بنگاه‌هایی می‌باشد که قادر به بهینه‌سازی قیمت‌های خود می‌باشند. همچنین رابطه در ادامه مسأله بهینه‌سازی بنگاه‌ها با توانایی قیمت‌گذاری بررسی می‌شود که برای این منظور سود تنزیل شده انتظاری بنگاه (معادله ۳۲) نسبت به تابع تقاضای کالاهای واسطه‌ای (معادله ۳۳) به وسیله تولیدکنندگان کالاهای نهایی بهینه‌سازی می‌شود:

$$\max_{P_{i,t}^H} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{KH} \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} [P_{i,t}^{*H} - MC_{t+j}^H Y_{i,t+j}^H] \quad (32)$$

$$Y_t^{H,i} = \left(\frac{P_t^{H*}}{P_t^{H,i}}\right)^{-\xi_t^H} Y_t^H \quad (33)$$

قیمت‌گذاری بهینه بنگاه که از حل شرط مرتبه اول مسأله بهینه‌سازی فوق حاصل می‌شود بدین صورت تصریح می‌شود:

$$\frac{P_{i,t}^{*H}}{P_t^H} = \frac{\xi_t^H}{\xi_t^H - 1} E_t \left( \frac{\sum_{j=0}^{\infty} (\theta_{KH} \beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma} \left[\left(\frac{P_{t+j}^H}{P_t^H}\right)^{\xi_t^H} MC_{t+j}^H\right]}{\sum_{j=0}^{\infty} (\theta_{KH} \beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma} \left(\frac{P_{t+j}^H}{P_t^H}\right)^{\xi_t^H - 1}} \right) \quad (34)$$

در نهایت با ترکیب فرم لگاریتم خطی‌سازی شده معادله‌های (۳۴) و (۳۱)، منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید برای بنگاه‌های تولید کننده کالاهای قابل مبادله استخراج می‌شود:

$$\hat{\pi}_t^H = \frac{\beta}{1 + \beta\tau_H} E_t \hat{\pi}_{t+1}^H + \frac{\tau_H}{1 + \beta\tau_H} \hat{\pi}_{t-1}^H + \frac{1}{1 + \beta\tau_H} \frac{(1 - \theta_{KH}\beta)(1 - \theta_{KH})}{\theta_{KH}} (mc_t^H) \quad (35)$$

### ۲-۲-۳. بنگاه کالاهای غیرقابل مبادله

از آنجایی که بخش قابل توجهی از فرایند قیمت‌گذاری و استخراج منحنی فیلیپس مشابه با بنگاه‌های کالاهای قابل مبادله است، به جهت اختصار از تکرار مباحث اجتناب می‌شود و صرفاً قسمت‌های متمایز آن مورد بررسی قرار می‌گیرد. علاوه بر تفاوت در اندیس‌ها در این بخش که به جای اندیس  $H$  از اندیس  $N$  استفاده می‌شود، تفاوت عمده در این مسأله است که بنگاه‌های غیرقابل مبادله در فرایند تولید صرفاً از نهاده نیروی کار استفاده می‌کنند که در معادله‌های (۳۶) تا (۳۸) ارائه شده است.

$$Y_t^N = A_t^N N_t^N - \Phi_N \quad (36)$$

$$l_t = \frac{W_t N_t^N}{P_t^N} + \xi_t (Y_t^N - A_t^N N_t^N + \Phi_N) \quad (37)$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial N_t^N} = \frac{W_t}{P_t^N} - \xi_t A_t^N = 0 \quad (38)$$

همان‌طور که از شرط مرتبه اول فرایند بهینه‌سازی مشهود است،  $(\xi_t)$  بر هزینه نهایی نیروی کار دلالت می‌کند. سایر مباحث و فرایندهای قیمت‌گذاری مشابه بحث کالاهای قابل مبادله بوده و صرفاً

تفاوت در اندیس‌ها می‌باشد که بدین جهت می‌توان منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید برای بنگاه‌های تولید کننده کالاهای غیرقابل مبادله را تصریح نمود:

$$\hat{\pi}_t^N = \frac{\beta}{1 + \beta\tau_N} E_t \hat{\pi}_{t+1}^N + \frac{\tau_N}{1 + \beta\tau_N} \hat{\pi}_{t-1}^N + \frac{1}{1 + \beta\tau_N} \frac{(1 - \theta_{KN} \beta)(1 - \theta_{KN})}{\theta_{KN}} (mc_t^N) \quad (39)$$

### ۳-۲-۳. بنگاه‌های کالاهای وارداتی مصرفی، وارداتی سرمایه‌ای و صادراتی

در این بخش به بررسی فرایند قیمت‌گذاری و استخراج منحنی فیلیپس برای بنگاه‌های کالاهای وارداتی مصرفی و سرمایه‌ای و بنگاه‌های کالاهای صادراتی پرداخته می‌شود. با عطف به این مسأله که فرایند کلی قیمت‌گذاری در این بنگاه‌ها نیز مشابه با بنگاه‌های داخلی است، معادلات (۴۰) و (۴۱) برای بنگاه صادر کننده استخراج شده که به ترتیب بیانگر هزینه نهایی و منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید برای بنگاه صادر کننده است. به‌طور مشابه معادلات متناظر با بنگاه‌های صادر کننده در معادلات (۴۲) و (۴۳) و معادلات (۴۴) و (۴۵) نیز متناظر با بنگاه‌های وارداتی سرمایه‌ای تصریح شده‌اند.

$$MC_{t+i}^F = \frac{e_t P_t^{*F}}{P_t^F} \quad (40)$$

$$\hat{\pi}_t^F = \frac{\beta}{1 + \beta\tau_F} E_t \hat{\pi}_{t+1}^F + \frac{\tau_F}{1 + \beta\tau_F} \hat{\pi}_{t-1}^F + \frac{1}{1 + \beta\tau_F} \frac{(1 - \theta_{KF} \beta)(1 - \theta_{KF})}{\theta_{KF}} (mc_t^F) \quad (41)$$

$$MC_{t+i}^X = \frac{P_t}{e_t P_t^X} \quad (42)$$

$$\hat{\pi}_t^X = \frac{\beta}{1 + \beta\tau_X} E_t \hat{\pi}_{t+1}^X + \frac{\tau_X}{1 + \beta\tau_X} \hat{\pi}_{t-1}^X + \frac{1}{1 + \beta\tau_X} \frac{(1 - \theta_{KX} \beta)(1 - \theta_{KX})}{\theta_{KX}} (mc_t^X) \quad (43)$$

$$MC_{t+i}^{I,M} = \frac{e_t P_t^{*I}}{P_t^I} \quad (44)$$

$$\hat{\pi}_t^I = \frac{\beta}{1 + \beta\tau_I} E_t \hat{\pi}_{t+1}^I + \frac{\tau_I}{1 + \beta\tau_I} \hat{\pi}_{t-1}^I + \frac{1}{1 + \beta\tau_I} \frac{(1 - \theta_{KI} \beta)(1 - \theta_{KI})}{\theta_{KI}} (mc_t^I) \quad (45)$$

### ۳-۳. دولت

از آنجایی که دولت و سیاست مالی در اقتصاد ایران نقش بسزا و انکارناپذیری دارد، وارد نمودن این بخش در چارچوب تئوریک مدل طراحی شده ضروری به‌نظر می‌رسد. از طرفی بدیهی است که سیاست‌های مالی دولت در چارچوب درآمدها و مخارج دولت شکل می‌گیرد که این مسأله استفاده از قید بودجه بین دوره‌ای دولت برای بررسی سیاست‌های مالی را توجیه‌پذیر می‌کند. قید بودجه بین

دوره‌ای دولت در معادله (۴۶) نشان می‌دهد که مجموع مخارج و تعهدات مالی دولت شامل کل مخارج جاری و عمرانی ( $G_t$ )، بدهی دوره قبل به سیستم بانکی ( $D_{t-1}$ ) و باز خرید و تسویه اصل و سود اوراق مشارکت منتشر شده در دوره قبل ( $(1+i_t^b)B_{t-1}$ ) از محل مجموع دریافتی‌های دولت شامل فروش اوراق مشارکت ( $B_t$ )، مالیات ( $T_t$ )، استقراض از سیستم بانکی ( $D_t$ )، درآمدهای نفتی ( $Oil_t$ ) و سایر درآمدها ( $X_t$ ) تأمین مالی می‌شود.

$$B_t + T_t + D_t + X_t + Oil_t = G_t + D_{t-1} + (1+i_t^b)B_{t-1} \quad (46)$$

از طرفی، فرض می‌شود که درآمدهای مالیاتی و تعهدات مالی دولت به سیستم بانکی دارای فرم خودرگرسیونی مرتبه اول باشند:

$$\log(T_t) = \beta_1 \log(T_{t-1}) + \varepsilon_t^{Tax} \quad \varepsilon_t^{Tax} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t^{Tax}}^2) \quad (47)$$

$$\log(D_t) = \theta_1 \log(D_{t-1}) + \varepsilon_t^D \quad \varepsilon_t^D \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t^D}^2) \quad (48)$$

در معادلات (۴۷) و (۴۸) عبارت ( $\varepsilon_t^{Tax}$ ) بیانگر تکانه مالیات و عبارت ( $\varepsilon_t^D$ ) بیانگر تکانه بدهی‌های دولت به سیستم بانکی می‌باشند. مخارج دولت نیز به صورت تابعی از درآمدهای مالیاتی، درآمد نفتی و سایر درآمدها تصریح می‌شود:

$$\log(G_t) = \nu_1 \log(T_t) + \nu_2 \log(X_t) + \nu_3 \log(Oil_t) + \varepsilon_t^G \quad (49)$$

$$\varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t^G}^2)$$

که در آن  $\nu_1$ ،  $\nu_2$  و  $\nu_3$  به ترتیب بیانگر کشش مخارج دولت نسبت به درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفتی و سایر درآمدهای دولت می‌باشند و  $\varepsilon_t^G$  کانال مستقیم سیاست مالی تحت عنوان تکانه مخارج دولت است. درآمدهای نفتی نیز به صورت تابعی از سطح باثبات درآمدهای نفتی و فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول تصریح می‌شود:

$$oil_t = \rho_{or} oil_{t-1} + (1 - \rho_{or}) \overline{oil_t} \quad (50)$$

### ۳-۴. بانک مرکزی

نقش مقامات پولی نیز به وسیله تصریح ترانزنامه بانک مرکزی در مدل لحاظ شده است. بدین ترتیب که سمت راست رابطه تصریح شده در معادله (۵۱) بیانگر منابع پایه پولی شامل ذخایر طلا ( $G_t^{CB}$ )، ذخایر خارجی بانک مرکزی ( $er_t Z_t$ ) و بدهی دولت به بانک مرکزی ( $D_t$ ) است. مصارف پایه پولی نیز در سمت چپ معادله (۵۱) شامل سکه و اسکناس در دست مردم ( $C_t^P$ ) و ذخایر قانونی بانکها نزد بانک مرکزی ( $R_t^L$ ) است.



$$M_t = C_t^P + R_t^L = G_t^{CB} + D_t + er_t Z_t \quad (51)$$

با توجه به این مسأله که مجموع سکه و اسکناس در دست مردم ( $C_t^P$ ) و ذخایر قانونی بانکها نزد بانک مرکزی ( $R_t^L$ ) بیانگر پایه پولی ( $M_t$ ) است، برای وارد کردن نقش دولت در بانک مرکزی رابطه (۵۱) مجدداً بازنویسی می‌شود:

$$M_t - G_t^{CB} - er_t Z_t = D_t \quad (52)$$

در ادامه با ترکیب معادله (۵۲) و معادله (۴۶) می‌توان قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی را استخراج نمود:

$$B_t + T_t + M_t - G_t^{CB} - er_t Z_t + X_t + Oil_t = G_t + M_{t-1} - G_{t-1}^{CB} - er_{t-1} Z_{t-1} + (1 + i_t^b) B_{t-1} \quad (53)$$

تصریح معادله (۵۳) که بیانگر قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی است، امکان بررسی رابطه متقابل سیاست‌های دولت و بانک مرکزی را فراهم می‌کند. همچنین معادله (۵۴) نشان می‌دهد که ذخایر خارجی بانک مرکزی به نرخ ارز، تورم داخلی و درآمدهای نفتی بستگی دارد و  $\varepsilon_t^z$  بیانگر تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی است:

$$\log(Z_t) = a_1 \log(Z_{t-1}) + a_2 \log(ER_t) + a_3 \log(\pi_t^c) + a_4 \log(Oil_{t-1}) + \varepsilon_t^z \quad (54)$$

همچنین با عطف به این مسائل که نرخ بهره در ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود و سیاست‌های بانک مرکزی تحت تأثیر کسری بودجه دولت قرار دارد، می‌توان عنوان کرد که حجم پول نقش یک ابزار سیاستی را ایفا می‌کند. از این‌رو، فرم لگاریتم خطی سازی شده تابع رفتاری بانک مرکزی در معادله (۵۵) تصریح شده که نشان می‌دهد بانک مرکزی تولید و تورم را به وسیله پایه پولی کنترل خواهد کرد.

$$MH_t = \ell_t MH_{t-1} + b_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + b_y y_t + \Omega_t \quad (55)$$

تکانه ناشی از سیاست پولی از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\Omega_t = \rho_\Omega \Omega_{t-1} + \varepsilon_\Omega; \varepsilon_\Omega \sim N(0, \sigma_\Omega) \quad (56)$$

## ۳-۵. اقتصاد خارجی

بخش خارجی در قالب سه معادله استاندارد منحنی IS، معادله تورم و سیاست پولی بر مبنای قاعده تیلور مدل‌سازی می‌گردد:

$$\hat{Y}_t^* = E_t \hat{Y}_{t+1}^* - \frac{1}{\sigma} \{ \hat{R}_t^* - E_t \hat{\pi}_{t+1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \} \quad (57)$$

$$\hat{\pi}_t^* = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}^* + \chi \hat{Y}_t^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (58)$$

$$\hat{R}_t^* = \rho_R^* \hat{R}_{t-1}^* + (1 - \rho_R^*) [\phi_\pi \hat{\pi}_t^* + \phi_y \hat{Y}_t^*] + \varepsilon_t^{R^*} \quad (59)$$

که در معادلات فوق،  $\hat{Y}_t^*$ ،  $\hat{\pi}_t^*$  و  $\hat{R}_t^*$  به ترتیب بیانگر لگاریتم خطی‌سازی شده تولید، تورم و نرخ بهره اقتصاد خارجی است.

## ۴. روش تحقیق

همان‌طور که در بخش‌های قبلی عنوان شد، رویکرد مارکوف سوئیچینگ DSGE در چند سال اخیر وارد ادبیات موضوع مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا شده که تاکنون در مطالعات داخلی از این رویکرد استفاده نشده است. از این‌رو ضروری به نظر می‌رسد که توضیحاتی در خصوص نحوه‌ی اضافه کردن ویژگی تغییر رژیمی به این طیف از مدل‌ها ارائه شود. برای سادگی، ابتدا مدل DSGE به شکل ماتریسی بازنویسی می‌شود که در معادله (۶۰) تصریح شده است. همچنین حل مدل DSGE بر مبنای روش سیمز<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) منجر به راه‌حل منحصر به فرد می‌شود که در معادله (۶۱) تصریح شده است.

$$\Gamma_0 X_{t+1} = \Gamma_1 X_t + \Psi Z_t + \Pi \eta_t \quad (60)$$

$$X_t = G(\Phi) X_{t-1} + A Z_t \quad (61)$$

که در معادله (۶۰)،  $X$  بردار  $n \times 1$  متغیرهای درونزا،  $Z$  بردار  $k \times 1$  متغیرهای برونزا،  $\eta$  بردار  $l \times 1$  اجزاء اخلاص می‌باشند. همچنین،  $\Gamma_0$ ،  $\Gamma_1$ ،  $\Psi$  و  $\Pi$  ماتریس بردار پارامترهای مدل می‌باشند. در معادله (۶۱) نیز  $\Phi$  بیانگر پارامترهای مدل می‌باشد.

در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ DSGE و به پیروی از لیو و مامتاژ (۲۰۱۱)، بردار پارامترهای مدل به سه بلوک مجزا تفکیک می‌شوند که بیانگر ویژگی اصلی و آغاز تفاوت ماهیت این طیف مدل‌ها با مدل‌های متعارف DSGE است.

1. Sims

$$\Phi = \{\Phi^s; \Sigma^s; \bar{\Phi}\} \quad (۶۲)$$

که در آن،  $\Phi^s$  بلوک پارامترهایی هستند که تغییر رژیمی می‌باشند،  $\Sigma^s$  بلوک واریانس‌هایی هستند که دارای نوسانات تغییر رژیمی می‌باشد و  $\bar{\Phi}$  پارامترهایی هستند که تغییر رژیمی نمی‌باشند. همچنین اندیس  $s = 1, 2$  بیانگر رژیم‌های غیرقابل مشاهده مرتبط به تغییرات رژیمی در پارامترهای مدل می‌باشند و اندیس  $s = 1, 2$  بیانگر نوسانات تغییر رژیمی است. ضمن این‌که  $S$  و  $s$  مستقل از هم می‌باشند، هردوی آن‌ها از یک فرایند زنجیره‌ای مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کنند که ماتریس انتقال آن‌ها بدین ترتیب تصریح می‌شود:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}; P_{ij} = p(S_t = j | S_{t-1} = i) \quad (۶۳)$$

$$Q = \begin{bmatrix} Q_{11} & Q_{12} \\ Q_{21} & Q_{22} \end{bmatrix}; Q_{ij} = p(S_t = j | S_{t-1} = i) \quad (۶۴)$$

با توضیحات ارائه شده، می‌توان فرم ماتریسی متعارف مدل‌های DSGE (معادله ۶۴) را با لحاظ ویژگی تغییر رژیمی بازنویسی نمود:

$$\begin{pmatrix} \Gamma_{0,1}^s \\ \Gamma_{0,2}^s \end{pmatrix} X_{t+1} = \begin{pmatrix} \Gamma_{1,1}^s \\ \Gamma_{1,2}^s \end{pmatrix} X_t + \begin{pmatrix} \Psi_1^s \\ 0 \end{pmatrix} Z_t + \begin{pmatrix} 0 \\ \Pi \end{pmatrix} \eta_t \quad (۶۵)$$

به پیروی از فارمر و همکاران (۲۰۰۸) از رویکرد MSV<sup>۱</sup> برای حل مدل مارکوف سوئیچینگ DSGE استفاده می‌شود که به دلیل سرعت بالای همگرایی الگوریتم از کارایی محاسباتی برخوردار بوده و نسبت به سایر روش‌ها از مقبولیت بیشتری در حل این طیف از مدل‌ها برخوردار است. نکته قابل تأمل دیگر در خصوص تفاوت رویکردهای DSGE و MS-DSGE مربوط به عدم قابلیت کاربرد فیلتر کالمن<sup>۲</sup> استاندارد در این طیف مدل‌ها می‌باشد، زیرا مدل حالت فضا همراه با مارکوف سوئیچینگ شامل دو طیف متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده می‌باشند که استخراج همزمان  $X$  و محاسبه احتمالات تابع انتقال را غیرممکن می‌سازد. برای فائق آمدن بر این مشکل از رویکرد پیشنهاد شده توسط کیم و نیلسون<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) استفاده می‌شود که عملیات بیشتری را فیلتر کرده که این تقریب باعث محدود کردن تعداد حالت‌ها در هر تکرار خواهد شد. در واقع الگوریتم پیشنهادی کیم و نیلسون

1. Minimal State Variable  
2. Kalman filter  
3. Kim and Nelson

(۱۹۹۹) بدین ترتیب است که هر یک از حالات متغیرهای وضعیت به‌وسیله‌ی فیلتر کالمن اجرا خواهد شد و سپس با استفاده از میانگین وزنی احتمالات امکان استخراج همزمان  $X$  و محاسبه احتمالات تابع انتقال را فراهم می‌کند. در نهایت مدل با استفاده از رویکرد بیزین برآورد می‌شود که برای این منظور از الگوریتم عددی مونت کارلو متروپولیس-هستینگ<sup>۱</sup> استفاده می‌شود.

## ۵. نتایج تجربی

در این بخش هدف تحقیق مبنی بر واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی تحت رژیم‌های نوسانی مختلف با بهره‌گیری از رویکرد مارکوف سوئیچینگ DSGE با تخمین بیزین در محک آزمون تجربی قرار می‌گیرد. برای این منظور از تکانه‌های مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی به‌عنوان سیاست‌های بخش مالی و از تکانه‌های پایه پولی و ذخایر ارزی بانک مرکزی به‌عنوان سیاست‌های بخش پولی استفاده می‌شود. همچنین تأثیر این تکانه‌ها بر متغیرهای تولید غیرقابل‌مبادله و قابل‌مبادله، تورم کالاهای غیرقابل‌مبادله و قابل‌مبادله، سرمایه‌گذاری و حجم پول بررسی می‌شود. شایان توجه است که جعبه ابزار رایز<sup>۲</sup> تحت نرم‌افزار مطلب قابلیت حل و تخمین مدل‌های MS-DSGE را دارد که توسط جونیور میه<sup>۳</sup> (۲۰۱۵) ارائه و گسترش یافته است.<sup>۴</sup>

با توجه به این مسأله که تأثیر تکانه‌ها صرفاً تحت رژیم‌های نوسانی مختلف بررسی می‌شود، لذا پارامترهای مربوط به واریانس تکانه‌های پولی و مالی تغییر رژیمی می‌باشند و سایر پارامترهای مدل ثابت در نظر گرفته شده‌اند. از این‌رو نتایج به تفکیک گزارش شده که در جدول (۱) نتایج تخمین پارامترهای ثابت مدل با رویکرد بیزین گزارش شده که از حیث مفهوم اقتصادی تفاوتی با سایر مطالعات تجربی ندارند. در طرف مقابل، پارامترهای تغییر رژیمی به همراه احتمالات فیلتر شده رژیم‌های مختلف در جدول (۲) نشان می‌دهند که میزان واریانس برآورد شده تکانه‌ها به‌صورت قابل توجهی در رژیم اول بیشتر از رژیم دوم می‌باشند. از این‌رو می‌توان رژیم اول را متناسب با نوسانات بالا و رژیم دوم را متناسب با نوسانات پایین معرفی نمود. همچنین تخمین پارامترهای احتمالات فیلتر شده نیز نشان می‌دهند که میزان احتمال ماندگاری رژیم با نوسانات پایین به‌صورت ناچیزی بیشتر از رژیم اول است.

1. Metropolis-Hasting Monte-Carlo
2. RISE Toolbox
3. Junior Maith

۴. لازم به ذکر است که فعلاً نرم‌افزار داینار قابلیت حل و تخمین این طیف از مدل‌ها را ندارد.

جدول ۱: برآورد پارامترهای ثابت مدل

پارامتر	توضیحات	منبع	پیشین	پسین
$\beta$	نرخ ترجیح زمانی	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹۶۴	۰/۹۸۱
$\sigma_c$	معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۱/۵	۱/۵۳
$\sigma_L$	معکوس کشش عرضه نیروی کار	توکلیان (۱۳۹۱)	۲/۱۷	۲/۰۹
$\sigma_M$	معکوس کشش تقاضای پول	فطرس و همکاران (۱۳۹۴)	۲/۱۲	۱/۹۳
$k^M$	ضریب ترجیح مانده پولی	شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)	۰/۲	۰/۲۳
$\delta$	میزان استهلاک	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	۰/۰۴۲	۰/۰۵۱
$\theta_c$	کشش جانشینی بین قابل مبادله و غیرقابل مبادله	موزیل (۲۰۰۹)	۰/۶	۰/۳۷
$\theta_T$	کشش جانشینی بین قابل مبادله داخلی و وارداتی	موزیل (۲۰۰۹)	۱	۰/۶۹
$\theta_I$	کشش جانشینی بین سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	۱/۵	۰/۹۳
$\alpha_c$	سهم کالاهای غیرقابل مبادله از کل مصرف	محاسبات تحقیق	-/۵۳	-/۴۷
$\alpha_T$	سهم کالاهای وارداتی از سبد کالاهای قابل مبادله	محاسبات تحقیق	-/۴۲	-/۴۵
$\alpha_I$	سهم سرمایه‌گذاری خارجی از کل سرمایه‌گذاری	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	-/۳۵	-/۲۹
$\xi^A$	تعدیل هزینه	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	۱/۱	۱/۰۳
$\alpha$	سهم سرمایه از تولید	توکلیان (۱۳۹۱)	-/۴۱	-/۴۳
$\theta_{KH}$	ضریب چسبندگی قیمت کالای قابل مبادله	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۵	۰/۴۴
$\theta_{KN}$	ضریب چسبندگی قیمت کالای غیرقابل مبادله	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۵	۰/۶۱
$\theta_{KF}$	ضریب چسبندگی قیمت کالای وارداتی مصرفی	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۵	۰/۲۹
$\theta_{KX}$	ضریب چسبندگی قیمت کالای صادراتی	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۵	۰/۳۷
$\theta_{KI}$	ضریب چسبندگی قیمت کالای وارداتی سرمایه‌ای	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۵	۰/۵۳
$\tau_H$	درجه شاخص‌بندی کالای قابل مبادله	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۶	۰/۵۳
$\tau_N$	درجه شاخص‌بندی کالای غیرقابل مبادله	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۶	۰/۵۷
$\tau_F$	درجه شاخص‌بندی کالای وارداتی مصرفی	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۶	۰/۴۹
$\tau_X$	درجه شاخص‌بندی کالای صادراتی	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۶	۰/۶۸
$\tau_I$	درجه شاخص‌بندی کالای وارداتی سرمایه‌ای	انتخابی - موزیل (۲۰۰۹)	۰/۶	۰/۶۳
$\beta_1$	ضریب خودرگرسیون معادله مالیات	محاسبات تحقیق	-/۹۳	-/۷۱
$\theta_1$	ضریب خودرگرسیون بدهی دولت به بانک مرکزی	محاسبات تحقیق	-/۸۷	-/۸۳
$U_1$	کشش مخارج دولت نسبت به درآمدهای مالیاتی	محاسبات تحقیق	-/۲۲	-/۲۱
$U_2$	کشش مخارج دولت نسبت به درآمدهای نفتی	محاسبات تحقیق	-/۷۱	-/۷۶
$U_3$	کشش مخارج دولت نسبت به سایر درآمدها	محاسبات تحقیق	-/۲۱	-/۱۹

$a_1$	ضرایب دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	۰/۹۰	۰/۸۵
$a_2$	ضرایب دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	۰/۲۷	۰/۳۳
$a_3$	ضرایب دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	۰/۸۲	۰/۷۹
$a_4$	ضرایب دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	امیری و خیابانی (۱۳۹۳)	۰/۹	۰/۷۵
$b_\pi$	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل پولی	کمیحانی و توکلیان (۱۳۹۱)	-۰/۹۸	-۰/۹۹۵
$b_y$	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل پولی	کمیحانی و توکلیان (۱۳۹۱)	-۲/۹۶	-۲/۸۱
$\rho_R^*$	پارامتر قاعده تیلور اقتصاد خارجی	لیو و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۵۵	۰/۵۷
$\phi_\pi$	پارامتر قاعده تیلور اقتصاد خارجی	لیو و همکاران (۲۰۰۹)	۱/۱۸	۰/۹۷
$\phi_y$	پارامتر قاعده تیلور اقتصاد خارجی	لیو و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۵	۰/۶۴
$\gamma^*$	پارامتر معادله IS اقتصاد خارجی	لیو و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۵۳	۰/۵۶
$\chi^*$	پارامتر منحنی فیلیپس اقتصاد خارجی	لیو و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۵۸	۰/۶۱

منبع: یافته‌های تحقیق

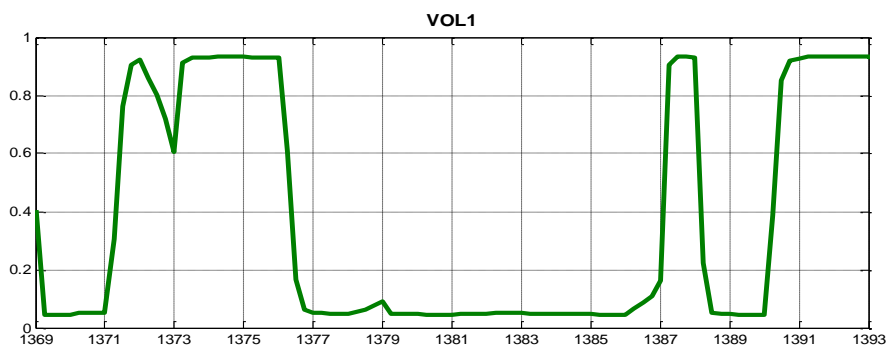
جدول ۲: برآورد پارامترهای تغییر رژیمی

پارامتر	پیشین	پسین	
		(انحراف معیار) رژیم اول	(انحراف معیار) رژیم دوم
ضریب خودرگرسیون تکانه مخارج دولت	۰/۵	۰/۶۳ (۰/۱۰)	۰/۴۱ (۰/۱۰)
ضریب خودرگرسیون تکانه درآمدهای مالیاتی	۰/۲۵	۰/۲۸ (۰/۱۰)	۰/۱۱ (۰/۱۰)
ضریب خودرگرسیون تکانه پولی	۰/۵۵	۰/۷۱ (۰/۱۰)	۰/۴۸ (۰/۱۰)
ضریب خودرگرسیون تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی	۰/۴	۰/۵۹ (۰/۱۰)	۰/۳۳ (۰/۱۰)
پارامتر احتمالات رژیم اول	۰/۸۵	۰/۹۱ (۰/۱۰)	---
پارامتر احتمالات رژیم دوم	۰/۸۵	---	۰/۹۶ (۰/۱۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

یکی از نتایج جالب توجه و مفید مدل مارکوف سوئیچینگ DSGE مربوط به تفکیک احتمالات فیلتر شده در دوره زمانی مورد مطالعه است. شکل (۱) احتمالات مربوط به رژیم اول که متناسب با دوره‌های نوسانی شدید می‌باشد را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، واریانس تکانه‌های مالی و پولی در سه دوره زمانی یعنی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵، ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ نسبت به سایر دوره‌ها بیشتر است. به نظر می‌رسد منشأ دوره زمانی ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵ مربوط به تحولات مدیریت سیستم نرخ ارز کشور و دوره سازندگی باشد که تورم شدید سال ۱۳۷۴ مؤید این مسأله است. در فاصله سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۸ بحران مالی جهانی و تکانه مثبت قیمت نفت رخ داده که بر

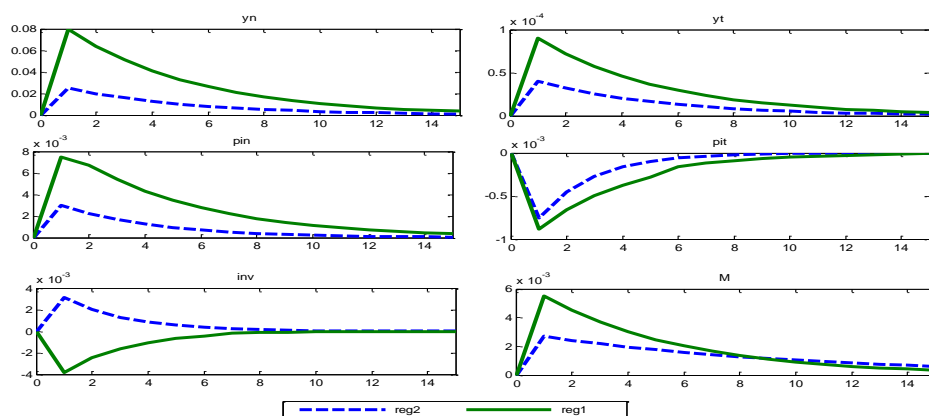
وضعیت کلان اقتصادی کشور تأثیرگذار بوده است. دوره سوم زمانی نیز که مربوط به سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ می باشد تحت تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها، تحریم‌های شدید اقتصادی و تورم لجام گسیخته کشور قرار گرفته است. لازم به ذکر است که احتمالات فیلتر شده رژیم دوم در نقطه مقابل قرار می‌گیرند، بدین معنی که طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ واریانس تکانه‌های پولی و مالی نسبت به سایر دوره‌ها بسیار کمتر بوده است. نکته حائز اهمیت در خصوص نتایج حاصل شده مربوط به نقش مؤثر تورم فزاینده در دوره‌های نوسانی شدید می‌باشد.



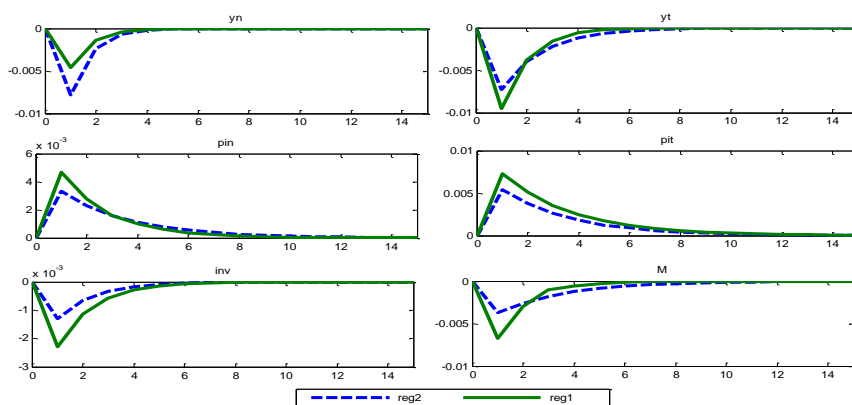
شکل ۱: احتمالات فیلتر شده رژیم اول

در ادامه به بررسی رفتار پویای متغیرهای الگو طی زمان در واکنش به تکانه‌های پولی و مالی در چارچوب توابع عکس‌العمل آنی پرداخته می‌شود. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی انتخاب شده به تکانه مخارج دولت به‌عنوان ابزار سیاست مالی در شکل (۲) ترسیم شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تولید کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله در واکنش به تکانه مخارج دولت افزایش می‌یابند که میزان افزایش در تولید کالاهای غیرقابل‌مبادله بیشتر از کالاهای قابل‌مبادله است. از طرفی شدت واکنش تولید هر دو گروه کالاها در دوره‌های با نوسان بالا به‌صورت قابل‌توجهی بیشتر از دوره‌های با نوسان پایین می‌باشد. همچنین در واکنش به تکانه مخارج دولت، تورم کالاهای غیرقابل‌مبادله افزایش و تورم کالاهای قابل‌مبادله کاهش می‌یابد. این مسئله می‌تواند متأثر از نقش واردات در کاهش تورم کالاهای قابل‌مبادله باشد. از طرفی تکانه مثبت تقاضا از کانال مخارج دولت باعث افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل‌مبادله می‌شود که به دلیل عدم امکان واردات باعث افزایش تورم در این طیف کالاها می‌گردد. شدت تأثیرگذاری تکانه مخارج دولت بر تورم کالاهای غیرقابل‌مبادله در رژیم اول به‌صورت قابل‌توجهی بیشتر از رژیم دوم می‌باشد. اگرچه سرمایه‌گذاری نیز در واکنش به تکانه مخارج دولت در رژیم اول کاهش می‌یابد؛ اما در رژیم دوم افزایش می‌یابد. حجم پول نیز در واکنش به تکانه مخارج دولت در هر دو رژیم افزایش می‌یابد که شدت آن در رژیم اول بیشتر است. دلیل این مسأله نیز بدیهی است، زیرا دولت برای افزایش مخارج خود باید از بانک مرکزی استقراض

نماید که باعث افزایش پایه پولی می‌شود و یا از محل درآمدهای نفتی مخارج خود را افزایش دهد که در این صورت نیز با فروش درآمدهای ارزی به بانک مرکزی مجدداً باعث افزایش پایه پولی می‌شود.



شکل ۲: تأثیر تکانه مخارج دولت بر متغیرهای تحقیق



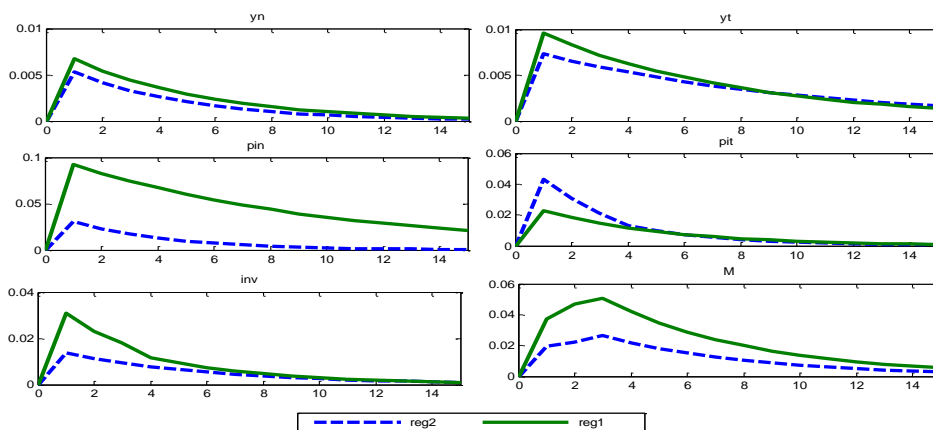
شکل ۳: تأثیر تکانه درآمدهای مالیاتی بر متغیرهای تحقیق

واکنش متغیرهای تحقیق به تکانه درآمدهای مالیاتی نیز در شکل (۳) نشان می‌دهند که درآمدهای مالیاتی اثرات کوتاه‌مدتی دارند و متغیرها پس از سه تا پنج دوره به مسیر پایدار خود همگرا می‌شوند. ضمن اینکه میزان اثرگذاری تکانه درآمدهای مالیاتی بسیار ناچیز می‌باشد، تفاوت قابل توجهی میان واکنش متغیرها در رژیم اول و دوم وجود ندارد. شایان توجه است که تولید کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله، سرمایه‌گذاری و حجم پول در واکنش به تکانه درآمدهای نفتی کاهش می‌یابند. در طرف مقابل، تورم کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله افزایش می‌یابند.

تأثیر تکانه پایه پولی بر متغیرهای پژوهش به‌عنوان یک ابزار سیاست پولی نیز در شکل (۴) ترسیم شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تولید کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله در واکنش به

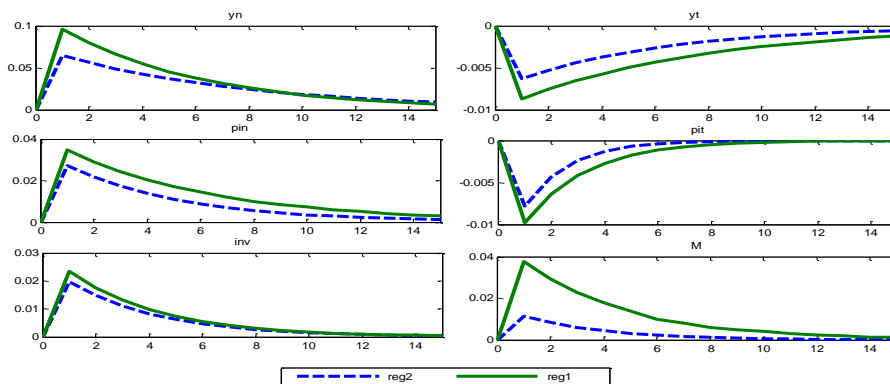


تکانه پولی افزایش می‌یابد و تفاوت چشمگیری میان دو رژیم نوسانی وجود ندارد. در طرف مقابل، تورم کالاهای غیرقابل مبادله در واکنش به تکانه پایه پولی به شدت افزایش پیدا می‌کند و تأثیرپذیری بلندمدتی دارند. البته شایان توجه است که در رژیم با نوسان پایین میزان اثرگذاری این تکانه به مراتب کمتر است. همچنین تورم کالاهای قابل مبادله نیز در واکنش به تکانه پایه پولی افزایش می‌یابد؛ اما در کوتاه مدت اثرات این تکانه تخلیه می‌شود. بالطبع حجم پول و سرمایه‌گذاری نیز واکنش مثبتی به تکانه پولی نشان داده‌اند.



شکل ۴: تأثیر تکانه پایه پولی بر متغیرهای تحقیق

در نهایت توابع عکس‌العمل آنی تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی نیز در شکل (۵) نشان می‌دهد که تولید و تورم کالاهای غیرقابل مبادله افزایش و در طرف مقابل، تولید و تورم کالاهای قابل مبادله کاهش می‌یابد. این مسأله می‌تواند متأثر از ترکیب سبد ذخایر خارجی بانک مرکزی باشد که عموماً تحت تأثیر درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت قرار دارد. بدین ترتیب که با افزایش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت، نرخ ارز کاهش پیدا کرده که باعث کاهش قیمت کالاهای وارداتی و افزایش واردات می‌شود. در طرف مقابل، افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله باعث افزایش تولید و قیمت آن‌ها در داخل مرزهای کشور می‌گردد. بدیهی است که حجم پول و سرمایه‌گذاری نیز در واکنش به تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی افزایش پیدا کنند. نکته قابل توجه و قابل تأمل نیز بزرگ‌تر بودن میزان واکنش متغیرها به این تکانه در رژیم اول نسبت به رژیم دوم می‌باشد که طی زمان میزان تفاوت اثرگذاری آن‌ها کاهش پیدا می‌کند.



شکل ۵: تأثیر تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی بر متغیرهای تحقیق

### نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌های پولی و مالی تحت رژیم‌های نوسانی مختلف در چارچوب رویکرد MS-DSGE پرداخته که برای طراحی پایه‌های تئوریک مدل از ادبیات کینزین‌های جدید مبتنی بر اقتصاد باز کوچک استفاده شده است. نتایج حاصل از احتمالات فیلتر شده رژیم‌ها نشان می‌دهد که واریانس تکانه‌ها در سه دوره زمانی ۱۳۷۲-۱۳۷۵، ۱۳۸۷-۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ نسبت به سایر دوره‌ها به صورت مشهودی بیشتر است. مقایسه رویدادها و سیاست‌های رخ داده با سه دوره زمانی فوق بر نقش مؤثر شرایط تورمی در ایجاد دوره‌های نوسانی شدید در اقتصاد ایران تأکید می‌کند.

نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی تکانه‌های پولی و مالی نشان می‌دهند در دوره‌های با نوسان بالا، میزان واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی شدیدتر از دوره‌های با نوسان پایین می‌باشد که متأثر از وضعیت تورمی و درآمدهای نفتی کشور بوده است. البته شایان توجه است که شدت تأثیر تکانه‌ها به صورت کوتاه‌مدت بوده و پس از سه تا چهار دوره به واکنش متغیرها در رژیم دوم نوسانی بسیار نزدیک می‌شود. همچنین نتایج حاصل شده بر عدم تأثیرگذاری چشمگیر تکانه درآمدهای مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی حکایت دارد که ضمن ناچیز بودن میزان اثرگذاری، به سرعت اثر این تکانه تعدیل خواهد شد که این مسأله نیز واقعیت متکی بودن مخارج دولت و اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی است. نکته قابل تأمل دیگر، کاهش تولید و تورم کالاهای قابل مبادله در واکنش به تکانه ذخایر خارجی بانک مرکزی است که در طرف مقابل، تولید و تورم کالاهای غیرقابل مبادله افزایش پیدا کرده است. با توجه به این که درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت نقش مؤثری در سبد ذخایر خارجی بانک مرکزی دارد، می‌تواند این نتیجه اشاراتی

غیرمستقیم بر وجود بیماری هلندی در اقتصاد ایران باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که درآمدهای حاصل از فروش نفت باعث افزایش واردات کالاهای قابل مبادله شده و بالطبع منجر به کاهش تورم خواهد شد. در طرف مقابل، افزایش درآمد کشور از کانال درآمدهای نفتی نیز باعث افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله خواهد شد که به دلیل ماهیت این طیف از کالاها مبنی بر عدم توانایی واردات منجر به افزایش تورم و تولید آنها می‌شود.

## منابع

- توکلیان، حسین (۱۳۹۱). «بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۴۷: ۲۲-۱.
- جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و بالونزاد نوری، روزبه (۱۳۹۳). «اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰: ۳۲-۱.
- خیابانی، ناصر و امیری، حسین (۱۳۹۳). «جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE». *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۵۴: ۱۷۳-۱۳۳.
- زمانزاده، حمید؛ جلالی نائینی، سید احمدرضا و شادرخ، مهریه (۱۳۹۳). «سازوکار انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران». *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۹: ۱۰۱-۶۹.
- شاه حسینی، سمیه و بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵۳: ۸۳-۵۵.
- فطرس، محمد حسن؛ توکلیان، حسین و معبودی، رضا (۱۳۹۴). «تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی - رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۴۰-۱۳۹۱». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۹: ۹۴-۷۳.
- فطرس، محمدحسن و معبودی، رضا (۱۳۹۵). «اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصاد و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۹: ۸۲-۵۹.
- کمبجانی، اکبر و توکلیان حسین (۱۳۹۱). «سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران». *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۸: ۱۱۸-۸۷.
- متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمبجانی، اکبر (۱۳۸۹). «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰ (۴): ۱۱۶-۸۷.
- محمدی، تیمور و میرابی‌زاده، معصومه (۱۳۹۵). «تحلیل اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران: مدل تعادل عمومی تصادفی پویا». *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۳ (۴): ۷۴-۴۵.
- Adolfson, M.; Laseen, S.; Linde, J. and Villani, M. (2007). "Bayesian Estimation of an open economy DSGe model with incomplete pass-through". *Journal of International Economics*, 72(2): 481-511.
- Bernanke, B. S.; Gertler, M. and Gilchrist, S. (1999). "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework". In Taylor, J. B. and Woodford, M., editors, *Handbook of Macroeconomics*, volume 1, chapter 21, 1341-1393. Elsevier, 1 edition.
- Burriel, P.; Ramirez, J. and Villaverde, J. (2010). "MEDEA: a DSGE model for the Spanish economy". *Journal of the Spanish Economic Association*, 1: 175-243.
- Choi, J. and Hur, J. (2015). "An examination of macroeconomic fluctuations in Korea exploiting a Markov-switching DSGE approach". *Economic Modelling*, 51: 183-199.
- Cogley, T.; Sargent, T. J. and Surico, P. (2012). *The return of the Gibson paradox*. Working paper, New York University

- Davig, T. and Leeper, E. M. (2007). *Fluctuating macro policies and the fiscal theory*. *NBER Macroeconomics*, volume 21, pages 247-316. National Bureau of Economic Research.
- Duarte, P. (2015). *From real business cycle and new Keynesian to DSGE Macroeconomics: facts and models in the emergence of a consensus*. Department of Economics- FEA/USP, Working Paper, N° 2015-05: 1-37.
- FARMER, R.; WAGGONER, D. F. and ZHA, T. (2008). *Minimal State Variable Solutions to Markov-Switching Rational Expectations Models*. Working Paper 2008-23, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Folawewo, A.O. and Osinubi, T.S. (2006). "Monetary Policy and Macroeconomic Instability in Nigeria (A Rational Expectation Approach)". *Social Science*, 12(2): 93-100.
- Gonçalves, C.; Portugal, M. and Aragón, E. (2016). "Assessing Brazilian Macroeconomic Dynamics Using a Markov-Switching DSGE Model", *ECONOMIA*, 17: 23-42.
- Justiniano, A. and Primiceri, G.E. (2008). "The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations". *American Economic Review*, 98(3): 604{41}.
- KIM, C. J. and NELSON, C. R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application*. The MIT Press.
- Liu, P. and Mumtaz, H. (2011). "Evolving Macroeconomic Dynamics in a Small Open Economy: An Estimated Markov Switching DSGE Model for the UK". *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(7): 1223-1474.
- Liu, Z.; Waggoner, D. F. and Zha, T. (2009). "Asymmetric Expectation Effects of Regime Shifts in Monetary Policy", *Review of Economic Dynamics*, 12(2): 284-303.
- Lubik, T. A. and Schorfheide, F. (2004). "Testing for indeterminacy: An application to u.s. monetary policy". *American Economic Review*, 94(1): 190{217}.
- Maih, J. (2015). *Efficient Perturbation Methods for Solving Regime-Switching DSGE Models*, CAMP Working Paper, 10.
- Majuca, R. and Dacuycuy, L. (2014). *An Open-Economy DSGE Model for the Philippines*, Working Paper, De La Salle University – Manila.
- Musil, K. (2009). "An Estimated Model of the Small Open Czech Economy with a Non-tradable Sector", *Bulletin of the Czech Econometric Society, The Czech Econometric Society*, vol. 16(26): 1-150.
- Sims, C. A. and Zha, T. (2006). "Were there regime switches in US monetary policy?", *American Economic Review*, 96(1): 54-81.
- Sims, C. (2001). "Solving Linear Rational Expectations Models". *Computational Economics*, 20: 1-20.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2003). *Has the business cycle changed? Evidence and explanations*. FRB Kansas City symposium, Jackson Hole.
- Svensson, L. E. O. and Williams, N. (2009). *Optimal monetary policy under uncertainty in dsge models: A markov jump-linear-quadratic approach*. In Schmidt- Hebbel, K., Walsh, C. E., and Loayza, N., editors, *Central Banking, Analysis, and Economic Policies*, volume 13 of *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, pages 077-114. Central Bank of Chile.
- Vavra, M. (2013). *Testing for linear and Markov switching DSGE models*, Working paper NBS, ISSN 1337-5830: 1-29.