نرخ ارز واقعی به عنوان سازوکار انتقال پولی جدید در اقتصاد ایران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

سارا شهرکی | sara.shahraki@stu.um.ac.ir
دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد

احمد صباحی | Sabahi@um.ac.ir
دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

محمدحسین مهدوی‌عادلی | mh-mahdavi@um.ac.ir
استاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد

مصطفی سلیمی‌فر | mostafa@um.ac.ir
استاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد

دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۳ | پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۱۹

چکیده: این پژوهش به بررسی این که آیا در تحلیل اثرگذاری سیاست پولی، نرخ ارز می‌تواند در کنار نرخ بهره به عنوان سازوکار اثرات انتقال سیاست پولی بر روی متغیرهای اقتصادی ایفای نقش کند یا خیر؟ می‌پردازد. برای این امر از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در غالب یک اقتصاد کلان باز کوچک مکتب کینزی جدید استفاده شده است. روش مورد استفاده در این پژوهش برای بدست آوردن تخمین پارامترها و استنتاج در مدل، روش بیزین است. همچنین از داینر که یک ابزار عمومی و مناسب برای برآورد بیزین در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی است استفاده شده است. مدل برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن وابستگی اقتصاد به نفت و وجود جانشینی پول طراحی شد. سپس کالیبراسیون و شبیه‌سازی آن با داده‌های اقتصاد ایران برای بازه زمانی ۲-۱۹۹۵ (معادل با بهار ۱۳۷۱) تا ۱-۲۰۱۱ (معادل با زمستان ۱۳۸۹) انجام پذیرفت. نتایج به‌دست آمده از اعتبارسنجی مدل، تشخیص تک‌متغیره و چندمتغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو و تحلیل پاسخ‌های آنی مدل نشان داد که در اقتصاد ایران، نرخ ارز واقعی در کنار نرخ بهره به عنوان سازوکار انتقال پولی ایفای نقش می‌کند.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد کلان باز کوچک، مکتب کینزی جدید، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، نرخ ارز واقعی، سازوکار انتقال پولی.

طبقه‌بندی JEL: E12, E52, F31.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱ | نمایه در ISC
سال بیستم | شماره ۴ | زمستان ۱۳۹۴ | ص ص ۱۰۶-۷۱

مقدمه

در اکثر اقتصادهای دنیا تغییرهای اندک در نرخ بهره منجر به تغییرهای مهم و معناداری در وضعیت اقتصاد و متغیرهای اقتصادی می‌شود. به عنوان نمونه بسیاری از اقتصاددانان جهان، یکی از علل بحران مالی اخیر را تغییر اندک نرخ بهره می‌دانند (International Money Fund, 2009). اما در ایران و برخی دیگر از کشورهای درحال توسعه، وضعیت به گونه دیگری است. سرمایه‌گذاری و عرضه و تقاضای پول به دلیل مشکلات اقتصادی و ساختاری موجود مانند نرخ‌های تورم بالا، به تغییرات نرخ بهره چندان حساس نیستند. از این رو اعمال سیاست پولی و انتظار اثرگذاری آن بر اقتصاد، از طریق تغییر نرخ بهره و اثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری و عرضه و تقاضای پول در مدل‌های رایج IS-LM (مدل هیکس-هانسن[1]) در این کشورها، کارا به نظر نمی‌رسد. مگر اینکه کانال دیگری در کنار نرخ بهره وجود داشته باشد که اعمال سیاست پولی را موجه کند. کانال پیشنهادی این پژوهش در کنار کانال نرخ بهره، در یک اقتصاد باز، نرخ ارز واقعی است.

پژوهش حاضر به دنبال بررسی امکان ورود کانال نرخ ارز واقعی در کنار کانال نرخ بهره در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد است و برای بررسی فرضیه اصلی پژوهش نیز از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[2] (DSGE) در چارچوب آموزه‌های مکتب کینزین‌های جدید استفاده شده است.

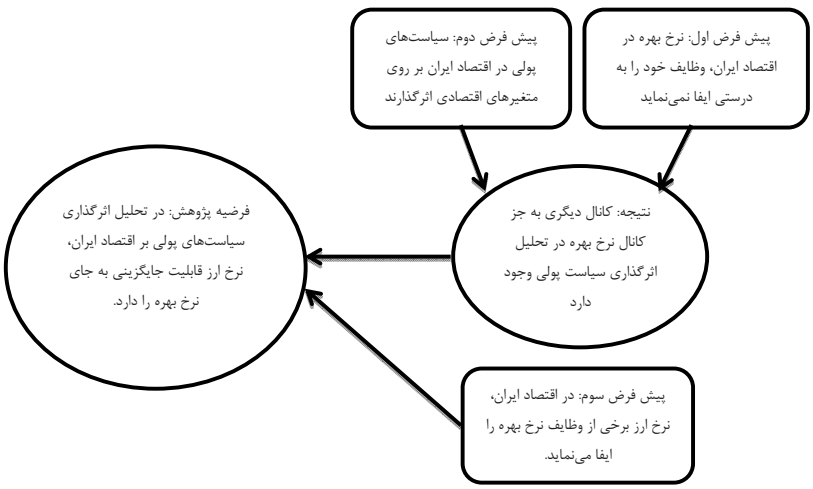
مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بانک مرکزی به منظور کنترل متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی، کنترل تورم و... از طریق ابزارهایی که در اختیار دارد، سیاست پولی اتخاذ می‌کند. این سیاست‌ها از طریق تغییر نرخ بهره، نرخ ارز واقعی و یا نرخ بازگشت دیگر دارایی‌ها بر بخش واقعی یا پولی اقتصاد تاثیر می‌گذارند. به عبارت دیگر سیاست‌های پولی از طریق این سه کانال بر اقتصاد اثر می‌گذارند. اما وجود یا درجه تاثیرگذاری هر کدام از این کانال‌ها در هر اقتصاد متفاوت است که البته با توجه به شرایط و ویژگی‌های هر کشور، بعضی از این کانال‌ها ممکن است عمل نکنند. در اقتصادهای با تورم بالا، کانال نرخ بهره ممکن است به خوبی عمل نکند. فرضیه این پژوهش این است که کانال نرخ ارز واقعی می‌تواند جانشین مناسبی برای کانال نرخ بهره باشد. البته لازم به یادآوری است که جانشینی نرخ ارز واقعی به جای نرخ بهره، نوعی جانشینی ناقص است. به عبارت دیگر، هدف پژوهش، حذف کامل

1. Hicks–Hansen model
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium

سازوکار نرخ بهره و جانشینی کامل سازوکار نرخ ارز واقعی به جای آن نیست. بلکه هدف، صرفاً آزمون سازوکار نرخ ارز واقعی در انتقال اثرات سیاست‌های پولی به متغیرهای اقتصاد است. همچنین هدف پژوهش بررسی اثرگذاری یا عدم اثرگذاری سیاست‌های پولی نیست، بلکه هدف، بررسی سازوکار جدیدی در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی است.

به منظور بیان هر چه شفاف‌تر مسئله پژوهش، از نمودار (۱) استفاده شده است:



نمودار ۱: روند استخراج فرضیه پژوهش

در علم اقتصاد، اثرگذاری نرخ بهره بر اقتصاد در دو بستر بازار پول و سرمایه است. عموم نظریه‌های نرخ بهره در بستر بازار پول شامل رویکردهای مختلف به نرخ بهره در رابطه با نقشی است که در تقاضای پول ایفا می‌کند.

اما بازار سرمایه، در اقتصاد کلاسیک، محل شکل‌گیری تئوری تعیین نرخ بهره است. بر اساس تحلیل اقتصاددانان کلاسیک، نرخ بهره در این بازار به وسیله دو نیروی تقاضای سرمایه‌گذاری و عرضه پس‌انداز تعیین می‌شود. در یک جمع‌بندی می‌توان گفت اقتصاددانان مختلف بسته به اینکه در چه فضای فکری به نظریه‌پردازی پرداخته باشند، رویکردهای متفاوتی به نرخ بهره دارند. با وجود تمام اختلافاتی که اقتصاددانان در رویکرد خود به نرخ بهره دارند، نقطه مشترک همه آنها درنظرگرفتن

نرخ بهره به عنوان کانال ورود تغییرات پولی به اقتصاد است. بنابراین نرخ بهره به واسطه نقشی که در تقاضای پول و سرمایه‌گذاری دارد می‌تواند بر متغیرهای کلان اقتصادی اثر بگذارد و بدین ترتیب به عنوان یک کانال اثرگذاری سیاست پولی نیز عمل کند. حال پرسش این است که آیا کانال نرخ بهره با وجود اهمیتی که دارد می‌تواند نقش خود را به درستی ایفا کند یا خیر. در بیشتر مطالعه‌های تجربی که درباره اقتصاد کشورهای در حال توسعه تدوین شده‌اند، این اتفاق نظر وجود دارد که نرخ بهره، وظیفه خود را به عنوان کانال اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد به خوبی ایفا نمی‌کند.

در برخی مطالعه‌ها به علت ناکارایی نرخ بهره، جانشین‌هایی به جای آن برای هزینه-فرصت نگهداری پول معرفی کرده‌اند. در این زمینه برخی مطالعه‌ها به دلیل توسعه‌نیافتن بازارهای مالی، تعیین نرخ بهره از سوی مقام‌های پولی و عدم دسترسی به اطلاعات مربوط به نرخ بهره، نرخ تورم و یا متغیرهای دیگری را در تابع تقاضای پول به عنوان متغیر هزینه-فرصت در نظر گرفته‌اند. از آن جمله بهمنی‌اسکویی و رحمان[1] (۲۰۰۵) از نرخ تورم، بهمنی‌اسکویی (۱۳۸۰) از نرخ ارز در بازار سیاه، سامتی و یزدانی (۱۳۸۷) از نرخ سود وام‌های بلندمدت پرداختی به بخش خصوصی و سامتی و همکاران (۱۳۸۸) به علت کاستی‌های موجود در فرآیند تعیین نرخ بهره، از بهره‌وری نهایی سرمایه به عنوان متغیر هزینه-فرصت نگهداری پول استفاده کرده‌اند.

عامل دیگری که می‌توان از آن به عنوان شاهد عدم کارایی نرخ بهره در برخی کشورها نام برد، عدم حساسیت تقاضای سرمایه‌گذاری به نرخ بهره است. از جمله این مطالعه‌هایی که نشان داده‌اند سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره در اقتصاد ایران حساس نیست، می‌توان به کمیجانی (۱۳۷۴) که این مسئله را بیشتر ناشی از بالابودن ریسک و نااطمینانی سرمایه‌گذاران بخش خصوصی می‌داند و رضایی، بهمنی و هیراد (۱۳۸۷) اشاره کرد.

با توجه به موارد یادشده و با توجه به این که سازوکار اثرگذاری عمدتاً از راه کاهش نرخ بهره و کاهش هزینه سرمایه‌گذاری بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد، به نظر می‌رسد که با وجود تنگناهای اقتصادی و نیز بالابودن ریسک سرمایه‌گذاری در ایران، کانال نرخ بهره به عنوان سازوکار انتقال پولی عمل نمی‌کند (بیدآبادی، ۱۳۸۳).

از این‌رو باید به دنبال جایگزینی برای نرخ بهره بود تا بتوان از آن طریق اثرات انتقالات پولی را به متغیرهای اقتصادی تفسیر کرد. فرضیه این پژوهش این است که کانال مناسب‌تر در سیاست‌های پولی، کانال نرخ ارز است.

1. Bahmani Oskooee & Rehman

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعه‌های فراوانی وجود دارد که نشان می‌دهند سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران می‌توانند اثرگذار باشند. از جمله مطالعه‌هایی که اثرگذاری سیاست‌های پولی را در مطالعه‌شان تایید کرده‌اند می‌توان به جعفری‌صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳)، نوفرستی (۱۳۸۴)، حیدری (۱۳۸۷) و جلایی و شیرافکن (۱۳۸۸) اشاره کرد. از آنجا که نرخ بهره کارایی لازم را ندارد باید به سراغ متغیر جایگزینی برای آن گشت که بتواند برخی از وظایف این متغیر را در اعمال سیاست‌های پولی بر عهده بگیرد. این متغیر، بنا به فرض پژوهش حاضر که از مطالعه‌های پیشین انجام‌شده در این زمینه برآمده است، نرخ ارز است. در ادامه مطالعه‌هایی ذکر شده است که از نرخ ارز به عنوان متغیر مستقل در تابع تقاضای پول استفاده کرده‌اند.

از این مطالعه‌ها می‌توان به نرخ ارز بازار سیاه در مطالعه شریفی‌رنانی، هنرور، دایی‌کریم‌زاده و امراللهی‌پورشیرازی (۱۳۸۸)، سامتی و یزدانی (۱۳۸۹)، بافنده‌ایماندوست و قاسمی (۱۳۹۰)، ایزدی و دهمرده (۱۳۹۱) اشاره کرد. از جمله مطالعه‌های خارجی که هزینه-فرصت خارجی نگهداری پول مانند نرخ ارز را در تابع تقاضای پول، مورد توجه قرار داده‌اند می‌توان به خالید[1] (۱۹۹۹)، پوزو و ویلر[2] (۲۰۰۰)، ابراهیم[3] (۲۰۰۱)، بهمنی‌اسکویی و تانکو[4] (۲۰۰۶) اشاره کرد.

مطالعه‌های مذکور، تاییدکننده این فرضیه هستند که نرخ ارز در تابع تقاضای پول نقش بسزایی ایفا می‌کند. اما دسته دیگری از مطالعه‌ها هستند که علاوه بر موثربودن نرخ ارز در تابع تقاضای پول، مشخصاً نقش این متغیر را به عنوان کانال انتقال اثرات سیاست‌های اقتصادی بر روی متغیرهای کلان مورد تایید قرار می‌دهند. در ایران، مطالعه‌ها در زمینه سازوکار انتقال پولی بسیار اندک هستند اما از این مطالعه‌ها می‌توان به مشیری و واشقانی (۱۳۸۹)، واشقانی, پدرام و بغزیان (۱۳۹۱) و از جمله مطالعه‌های خارجی می‌توان به فیضی[5] (۲۰۰۹)، موخرجی و بهاتاچاریو[6] (۲۰۱۱) و بهاتاچاریو، پاتنیاک و شاه[7] (۲۰۱۱) اشاره کرد.

اما مطالعه‌های انجام‌شده در زمینه اعمال سیاست‌های پولی از کانال نرخ ارز به خصوص در اقتصاد ایران، رویکرد تعادل عمومی به این قضیه داشته‌اند. در پژوهش حاضر به بررسی فرضیه جانشینی

1. Khalid
2. Pozo & Wheeler
3. Ibrahim
4. Bahmani Oskooee & Tanku
5. Feizi
6. Mukherjee & Bhattacharya
7. Bhattacharya Patnaik & Shah

(ناقص) نرخ ارز به جای نرخ بهره در اعمال سیاست‌های پولی با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب اقتصاد کلان باز کوچک مکتب کینزی جدید پرداخته خواهد شد.

از جمله مطالعه‌هایی که مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب اقتصاد کلان باز کوچک مکتب کینزی جدید را برآورد کرده‌اند می‌توان به حیدر و اللهخان[1] (۲۰۰۸) برای کشور پاکستان، دیب، گامودی و موران[2] (۲۰۰۸) برای کشور کانادا، صادق[3] (۲۰۰۸) برای کشورهای در حال گذار اروپای مرکزی، کولاسکا[4] (۲۰۰۸) برای لهستان اشاره کرد.

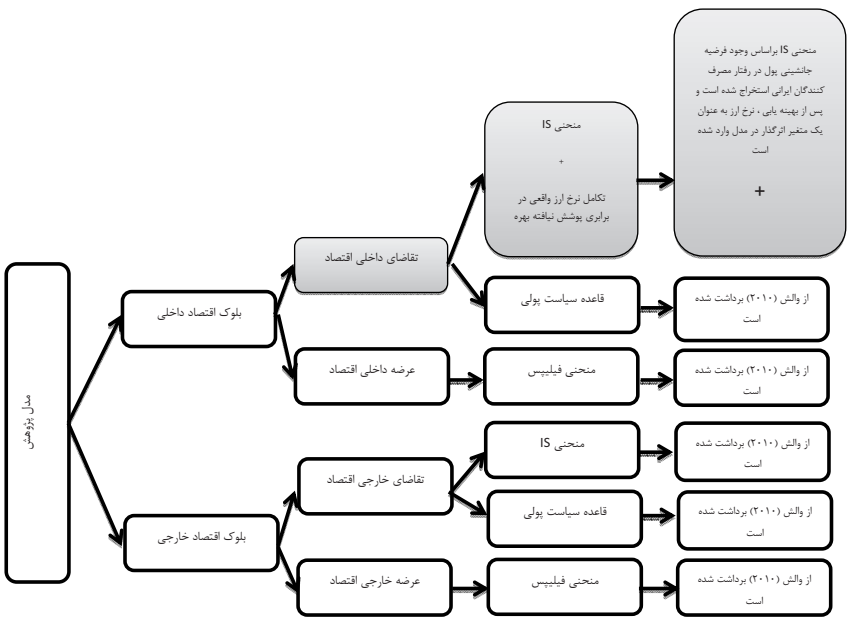
روش پژوهش

در این پژوهش برای بررسی فرضیه پژوهش، در ابتدا براساس اصول مدل‌سازی، از یک مدل دوبلوکه استفاده شده است که بر پایه مدل اصلی معرفی شده در والش[5] (۲۰۱۰) بنا نهاده شده است اما براساس اقتصاد ایران و ویژگی‌های آن و تئوری جانشینی پول و فرضیه اصلی پژوهش مورد تغییر و تحول قرار گرفته است. همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد، مدل پژوهش در دسته مدل‌های سیاستی کینزی‌های جدید قرار دارد. بلوک داخلی از یک معادله، یک منحنی فیلیپس و شرط برابری بدون پوشش بهره[6] تشکیل شده است. از آنجا که اروپا بیشترین سهم را در تجارت با ایران دارد، منطقه یورو به عنوان پروکسی برای اقتصاد جهان خارجی در نظر گرفته شده است. بلوک خارجی نسبت به بلوک داخلی برون‌زاست. چارچوبی که در این پژوهش از آن تبعیت می‌شود، چارچوب مدل‌های مکتب کینزی جدید در مورد اقتصادهای باز کوچک است که باید به آن پایه‌های اقتصاد خردی اضافه کرد. در این مدل‌ها، معادله‌های رفتاری به طور صریح از بهینه‌سازی میان‌دوره‌ای نماینده بخش خصوصی با انتظارات عقلایی و چسبندگی‌های اسمی و واقعی مختلف و تحت محدودیت‌های نهادی بودجه و فناوری مانند نقص بازار مالی، بازار کالا و بازار عوامل استخراج می‌شود. در این چارچوب، نوسانات اقتصاد کلان می‌توانند به عنوان پاسخ بهینه بخش خصوصی به شوک‌های عرضه و تقاضا

1. Haider & Ullah khan
2. Dib, Gammoudi & Moran
3. Sadeq
4. Kolasa
5. Walsh
6. Uncovered Interest Parity (UIP) Condition

برابری بدون پوشش بهره، وضعیتی است که درآن اختلاف نرخ بهره میان دو کشور، با تغییرهای انتظاری نرخ ارز میان آن دو کشور برابر است. اگر برابری بدون پوشش بهره وجود نداشته باشد، فرصت کسب سود به دست می‌آید .

در بازارهای مختلف با محدودیت‌های ذکرشده در بالا در نظر گرفته شوند. جهت روشن‌ترشدن سیر معادله‌های پژوهش، نمودار (۲) به متن اضافه شد. همان‌طور که از نمودار پیداست، تمامی معادله‌ها به جز معادله‌های بخش تقاضای اقتصاد داخلی بر مبنای کتاب والش (۲۰۱۰) هستند. در این کتاب تمامی معادله‌ها براساس بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی منحصربه‌فرد اقتصادی به‌دست آمده‌اند. معادله تقاضای داخلی اقتصاد نیز، که نوآوری پژوهش حاضر است، همان‌طور که در ادامه پژوهش بیان خواهد شد، از بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کنندگان ایرانی با وجود فرضیه جانشینی پول در رفتارشان استخراج شده است.



نمودار ۲: خلاصه‌ای از معادله‌های مدل پژوهش

اقتصاد داخلی

خانوارها (براساس تئوری جانشینی پول)

بحث جانشینی پول در حوزه علم اقتصاد کلان، اقتصاد پول و اقتصاد بین‌الملل قرار می‌گیرد.

ادبیات جانشینی پول از اقتصاد پولی داخلی و همچنین از اقتصاد پولی بین‌المللی نشأت می‌گیرد، زیرا پدیده جانشینی پول تحت تاثیر متغیرهای کلان و متغیرهای پولی و بین‌المللی قرار دارد و بعضی از آن متغیرها را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

به‌طورکلی برای پول در اقتصاد سه وظیفه مبادلاتی، سنجش و ذخیره ارزش فرض می‌شود. اگر پول ملی در یک کشور به علل مختلف از جمله تورم، کاهش ارزش پول ملی و بی‌ثباتی اقتصادی وظایف خود را به خوبی ایفا نکند و پول خارجی عهده‌دار تمام یا بخشی از این وظایف شده باشد، می‌گویند اقتصاد دلاری شده یا جانشینی پول صورت گرفته است، به‌طوری‌که یک یا چند پول خارجی جای پول ملی را گرفته است. پدیده جانشینی پول اثرات متفاوتی بر اقتصاد کشورهای مختلف داشته است. مطالعه‌های تجربی نشان داده است که این پدیده چه به صورت رسمی و با اراده دولت، چه به صورت غیررسمی و بدون اراده دولت موجب تضعیف پول ملی در داخل و خارج کشور می‌شود. موضوع جانشینی پول حدود چهار دهه است که وارد ادبیات اقتصادی شده است. البته پدیده دلاری‌کردن اقتصاد سابقه‌ای طولانی‌تر دارد. به عنوان مثال در کشور مکزیک حتی پیش از آنکه بانک مکزیک در سال ۱۹۲۵ تاسیس شود، شهروندان می‌توانستند سپرده‌های ارزی داشته باشند (Ortiz, 1983). پدیده جانشینی پول در ایران در دوره‌های مختلف تایید شده است. از جمله مطالعاتی که به بررسی جانشینی پول در ایران پرداخته‌اند و آن را در بازه‌های زمانی مختلف در ایران مورد تایید قرار داده‌اند می‌توان به لشکری (۱۳۸۶)، سامتی و یزدانی (۱۳۸۹)، طهرانچیان، نوروزی و بیرامی (۱۳۹۰) و دایی‌کریم‌زاده، محمودی و سامتی (۱۳۹۲) اشاره کرد. مدل طراحی‌شده برای بخش خانوار در ادامه آورده شده است:

خانوارهای نماینده‌ای که عمر بی‌نهایت دارند، به طور بهینه در مورد مصرفشان C_t، ساعات کاری‌شان N_t و میزان پولی که نگهداری می‌کنند M_t تصمیم می‌گیرند:

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

در رابطه بالا σ معکوس کشش جانشینی میان‌دوره‌ای، η معکوس کشش ساعات کاری نسبت به دستمزد واقعی و β عامل تنزیل ذهنی است. نرخ ارز واقعی بر روی هزینه ـ فرصت نگهداری پول داخلی به خصوص در کشورهایی با تورم بالا (مثل ایران) اثر می‌گذارد. بر اساس تئوری جانشینی پول، محدودیت بودجه خانوار تغییر می‌کند.

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^*}{P_{t-1}^*}\frac{P_{t-1}^*}{P_t^*}\frac{P_t^*}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t}N_t + \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{M_{t-1}^*}{P_{t-1}^*}\frac{P_{t-1}^*}{P_t^*}\frac{P_t^*}{P_t} + (1 + r_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t} + \Pi_t \quad (۲)$$

در رابطه (۲) M_t^* مقدار ارز خارجی نگهداری‌شده به منظور حفظ ارزش پول در اقتصادهای با تورم بالاست. P_t^* شاخص قیمت‌های خارجی، P_t شاخص قیمت‌های داخلی، W_tN_t دستمزد اسمی و Π_t سود ناشی از فعالیت بنگاه است. منظور از r_t نرخ بهره واقعی است. با استفاده از شرایط مرتبه اول بهینه‌سازی، معادله اولر[1] به صورت معادله (۳) استخراج می‌شود:

$$C_t^{-\sigma} + s_t = \beta E_t\left[C_{t+1}^{-\sigma} + \frac{1+r_t}{\pi_{t+1}} + \frac{q_{t+1}}{\pi_{t+1}^*}\right] \quad (۳)$$

در معادله(۳)، $q_t = \frac{P_t^*}{P_t}$[2] نرخ ارز واقعی و $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ نرخ تورم است. وقتی معادله (۳)، حول وضعیت تعادل پایدار (تورم صفر) خطی شود، منجر به منحنی IS متفاوتی به صورت معادله (۴) می‌شود:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(r_t + E_t\Delta q_{t+1} - E_t\pi_{t+1}^*) + \varepsilon_t^y \quad (۴)$$

در رابطه (۴) q نرخ ارز واقعی، y_t شکاف تولید و ε_t^y شوک نوفه سفید[3] منحنی IS است. به منظور مدیریت این منحنی IS برای اقتصاد باز، می‌توان شکاف تولید خارجی و نرخ ارز را به آن اضافه کرد:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \delta_1(r_t + E_t\Delta q_{t+1} - \pi_{t+1}) + \delta_2 y_t^* - \delta_3 q_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (۵)$$

در رابطه (۵) y_t^* شکاف تولید خارجی است. قراردادن شکاف تولید خارجی و نرخ ارز در معادله (۵)، نشان‌دهنده کانال‌های انتقال شوک‌های خارجی به اقتصاد داخلی است. در تصریح تابع واکنش

1. Euler Equation

۲. در عرف اقتصاد ایران، منظور از نرخ ارز، نرخ ارز مستقیم است که به صورت تعداد واحدهای پول داخلی که برای تحصیل یک واحد پول خارجی مورد نیاز است تعریف می‌شود. در واقع برای به دست‌آوردن نرخ ارز مستقیم، باید شاخص قیمت داخلی بر شاخص قیمت خارجی تقسیم شود. اما در پژوهش حاضر، بنا به استفاده‌ای که از نسبت شاخص قیمت‌ها در معادله خط بودجه شده است، منظور از نرخ ارز، نرخ ارز غیرمستقیم است که به صورت تعداد واحدهای پول خارجی که برای تحصیل یک واحد پول داخلی مورد نیاز است، تعریف می‌شود و از تقسیم شاخص قیمت‌های خارجی بر شاخص قیمت داخلی به دست می‌آید.

3. White Noise

سیاست پولی، از اسونسون و وودفورد[1] (۲۰۰۵) استفاده شده است. آنها بحث می‌کنند که قاعده تیلور[2] که فقط شکاف تولید داخلی و تورم داخلی را در نظر می‌گیرد، برای یک اقتصاد باز هم بهینه است و این منطقی قوی برای ساختار الگوهای مختلف است. از این رو فرم عمومی قاعده سیاست پولی به صورت معادله (۶) در نظر گرفته شده است:

1. Svensson & Woodford
2. Taylor Rule

قاعده تیلور، استفاده از ابزارهای بازار پولی یعنی تغییر نرخ بهره کوتاه‌مدت را به عنوان سازوکاری برای کاهش تورم در کوتاه‌مدت توصیه می‌کند. این قاعده می‌گوید که اگر تورم از مقدار مورد نظر بیشتر بود، باید نرخ بهره افزایش یابد و اگر پایین‌تر از حد هدف‌گذاری‌شده بود نرخ بهره کاهش یابد تا تورم را افزایش دهد. به عبارت دیگر قاعده تیلور می‌گوید که نرخ بهره کوتاه‌مدت و تورم در جهت‌های خلاف هم حرکت می‌کنند. تقی‌نژادعمران و بهمن (۱۳۹۱) بیان می‌دارند که بـه‌کـارگیری قاعـده تیلور در ایران با دو مشکل مواجه است: نخست اینکه این قاعده از پایـه اقتصـاد خـردی برخـوردار نیسـت و دوم اینکه مخصوصاً در کوتاه مدت، پایه پولی در ایران به جای نرخ بهره، متغیر سیاست پولی است. در این مطالعه، ابتدا با بیان پایه اقتصاد خردی، قاعده تیلور به گونه‌ای گسترش می‌یابد که بـه جای نرخ بهره، از یک متغیر جایگزین پایه پولی استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که واکنش مقامات پولی نسبت به انحراف تولید، سازگار با قاعده گسترش‌یافته تیلور است. از این‌رو در پژوهش حاضر نیز، از مبانی استفاده‌شده در قاعده سیاست پولی تیلور گسترش‌یافته بهره گرفته شده است. به این صورت که در مطالعه حاضر، نرخ بهره از مقاله شاهمرادی، کاوند و ندری (۱۳۸۹) وام گرفته شده است. آنها تلاش کرده‌اند که با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴، سری زمانی نرخ بهره واقعی تعادلی به همراه تولید بالقوه را برای اقتصاد ایران برآورد کنند. برای این منظور، فرم ساختاری خلاصه‌شده تعادل عمومی و سازگار با اقتصاد ایران، طراحی و با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن، متغیرهای غیرقابل مشاهده برآورد می‌شوند. اما نکته حائز توجه در مطالعه مذکور این است که شاهمرادی و همکارانش نرخ بهره تعادلی را در اقتصاد ایران در یک سیستم تعادلی، بر اساس نرخ تغییرات حجم پول برآورد می‌کنند. آنها استدلال می‌کنند که با توجه به ماهیت تاثیرپذیری عمده نرخ‌های تورم از تغییرات حجم پول در اقتصاد ایران (چه به دلیل بدهی‌های دولت به بانک مرکزی به علت تسویه کسری‌های بودجه عمومی باشد و چه به علت افزایش پایه پولی به دلیل افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در اثر افزایش‌های شدید قیمت‌های نفت)، به نظر می‌رسد که نرخ رشد نقدینگی و وقفه‌های آن بتوانند اثر معناداری بر روی نرخ تورم داشته باشند. بنابراین وام‌گرفتن نرخ بهره تعادلی از مطالعه شاهمرادی، کاوند و ندری (۱۳۸۹) که نرخ بهره را بر اساس تغییرات حجم پول برآورد می‌کند، عملاً اشکال‌های واردشده به قاعده تیلور در اقتصاد ایران را مرتفع می‌سازد و با یافته‌های تقی‌نژادعمران و بهمن (۱۳۹۱) در محاسبه و برآورد قاعده سیاست پولی تیلور گسترش‌یافته همخوانی دارد.

$$r_t = \varphi_1 E_t \pi_{t+1} + \varphi_2 y_t + \varepsilon_t^r \quad (۶)$$

در رابطه (۶) r_t نرخ بهره داخلی، φ_π و φ_y ضرایب سیاستی و ε_t^r شوک نوفه سفید سیاست پولی است. برای اینکه بتوانیم مدل را ببندیم، باید تکامل نرخ ارز واقعی در برابری پوشش‌نیافته بهره را مشخص کنیم. این معادله از معادله‌های اصلی اقتصاد باز است. برای این کار از روش صندوق بین‌المللی پول[1] برگ، کرم و لاکستون [2] (۲۰۰۶) برای اقتصادهای نوظهور استفاده شده که به صورت معادله (۷) است.

$$q_t = \delta E_t q_{t+1} + (1-\delta) q_{t-1} + (r_t - E_t \pi_{t+1}) - (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_t^q \quad (۷)$$

در رابطه (۷) δ ارزش از پیش تعیین‌شده‌ای برابر با ۰/۵ و ε_t^q جزو خطای نوفه سفید است.

نرخ ارز هم بر تورم و هم بر شکاف تولید از طریق اثر بر خالص صادرات، قیمت‌های داخلی (از طریق قیمت‌های وارداتی) و نرخ‌های بهره (از طریق برابری نرخ‌های بهره) اثر می‌گذارد. کیا[3] (۲۰۰۶) دریافت که در بلندمدت، نرخ ارز بالاتر (پول رایج داخلی کم‌ارزش‌تر) منجر به قیمت‌های بالاتر در ایران شده است. با شناسایی شرط تعادل بلندمدت در بازار پول، کلاسون و گوسوامی[4] (۲۰۰۲) به اثر قوی پول و نرخ ارز در معادله تورم کوتاه‌مدت دست یافتند.

بنگاه‌ها

معادله‌ای که پویایی‌های تورم را در اقتصاد داخلی توصیف می‌کند، منحنی فیلیپس است:

$$y_t = -b_1 \rho_t + b_2 (\pi_t - E_{t-1} \pi_t) + e_t \quad (۸)$$

اما براساس والش (۲۰۱۰)، معادله‌ای که پویایی‌های تورم را در یک اقتصاد باز داخلی توصیف می‌کند، به وسیله منحنی فیلیپس زیر مدلیزه شده است:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \lambda_1 y_t + \lambda_2 q_t + \varepsilon_t^\pi \quad (۹)$$

در رابطه (۹) π_t نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده[5] و ε_t^π شوک نوفه سفید منحنی فیلیپس است.

معادله‌های (۵)، (۶)، (۷) و (۹) نشان‌دهنده بخش (بلوک) داخلی الگو هستند.

1. International Monetary Fund (IMF)
2. Berg; Karam & Laxton
3. Kia
4. Celasun & Goswami
5. Consumer Price Index (CPI)

مدلیزه کردن اقتصاد بخش خارجی مطابق والش (۲۰۱۰)، به صورت معادله‌های (۱۰)، (۱۱)، (۱۲) است:

$$y_t^* = E_t y_{t+1}^* - \delta^*(r_t^* - E_t\pi_{t+1}^*) + \varepsilon_t^{y^*} \quad (۱۰)$$

$$\pi_t^* = E_t\pi_{t+1}^* + \lambda^* y_t^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (۱۱)$$

$$r_t^* = \varphi_1^* E_t\pi_{t+1}^* + \varphi_2^* y_t^* + \varepsilon_t^{r^*} \quad (۱۲)$$

از این‌رو الگوی پژوهش از طریق هفت معادله (۶)، (۷)، (۸)، (۱۰)، (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) مشخص می‌شود. لازم به یادآوری است که متغیرهای ستاره‌دار، همان تعریف متغیرهای بدون ستاره در اقتصاد داخلی را در اقتصاد خارجی دارند.

با توجه به اینکه برای حل مدل‌های DSGE از جعبه ابزار داینر[1] در نرم‌افزار متلب[2] استفاده می‌شود، قابل ذکر است که این نرم‌افزار قادر به خطی‌کردن رابطها نیز است که در این حالت باید مقادیر پایدار متغیرها را داشته باشیم. اما به دلیل دشواربودن یافتن این مقادیر و همچنین چالشی‌بودن روش به‌دست آوردن آنها، ترجیح بر آن است که مدل به وسیله خودمان خطی شود؛ در این صورت باید نسبت وضعیت پایدار برخی متغیرها را به هم داشته باشیم که محاسبه این نسبت‌ها با استفاده از میانگین روند بلندمدت آنها امکان‌پذیر است. جهت خطی‌کردن معادله‌ها، از روش لگاریتم خطی‌سازی اوهلیگ[3] (۱۹۹۹) استفاده شده است. این روش تقریب را می‌توان برای شرط مرتبه اول هم بر حسب معادله اولر و هم شرط استخراج‌شده از لاگرانژین[4] به کار برد. رویه عمومی این روش شامل مراحل زیر است. اول، معادله‌های ضروری که قانون حرکت تعادلی سیستم را نشان می‌دهد، یافته می‌شود. در مرحله بعد وضعیت پایای مدل استخراج می‌شود و در مرحله آخر معادله‌های ضروری که قانون حرکت تعادلی سیستم را مشخص می‌کند، لگاریتم خطی می‌شود. برای ماناکردن متغیرها و از میان‌بردن روند بلندمدت موجود در آنها، معمولاً تمامی متغیرها، به اصطلاح روندزدایی یا مانا خواهند شد. برای این منظور متغیرهای روندزدایی‌شده به عنوان متغیرهای جدید مدل در نظر گرفته می‌شود و تمامی تحلیل‌ها بر روی متغیرهای روندزدایی‌شده انجام می‌گیرد. مدل خطی‌شده پس از ماناکردن متغیرها به صورت معادله‌های (۱۳) تا (۱۹) است:

1. Dynare
2. Matlab
3. Ohlige
4. Lagrangian Mechanics

$$y_t = \rho_y E_t y_{t+1} + (1-\rho_y) y_{t-1} - \delta_1 (E_t q_{t+1} - q_t - E_t \pi_{t+1} + r_t) + \delta_2 y_t^* - \delta_3 q_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (۱۳)$$

$$\pi_t = \rho_\pi E_t \pi_{t+1} + (1-\rho_\pi)\pi_{t-1} + \lambda_1 y_t + \lambda_2 q_t + \varepsilon_t^\pi \quad (۱۴)$$

$$r_t = \varphi_1 E_t \pi_{t+1} + \varphi_2 y_t + \varepsilon_t^r \quad (۱۵)$$

$$q_t = \delta E_t q_{t+1} + (1-\delta) E_t q_{t-1} + (r_t - E_t \pi_{t+1}) + (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_t^q \quad (۱۶)$$

$$y_t^* = \rho_y^* E_t y_{t+1}^* + (1-\rho_y^*) * y_{t-1}^* - \delta^* (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_t^{y^*} \quad (۱۷)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi^* E_t \pi_{t+1}^* + (1-\rho_\pi^*)\pi_{t-1}^* + \lambda^* y_t^* + \varepsilon_t^{\pi^*}; \quad (۱۸)$$

$$r_t^* = \varphi_1^* E_t \pi_{t+1}^* + \varphi_2^* y_t^* + \varepsilon_t^{r^*} \quad (۱۹)$$

در ادبیات اقتصادی، چندین روش برای برازش مدل‌های مکتب کینزی جدید با داده‌ها وجود دارد. روشی که اغلب مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] است. اخیراً لیند[2] (۲۰۰۵) نشان داده است که تخمین‌های روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از پارامترهای مدل‌های ساده مکتب کینزی جدید با تورش و مبهم هستند. بنابراین از روش عمومی‌تر حداکثر درست‌نمایی اطلاعات کامل[3] و یا از روش بیزین[4] برای تخمین این مدل‌ها استفاده می‌شود. طبیعی‌تر است که به جای تحمیل چندین محدودیت به فضای پارامتری در تخمین‌های حداکثر درست‌نمایی، یک عبارت احتمالی را به فضای پارامتری مدل تخمین‌زده‌شده اضافه کنیم. این کار در قالب یک روش تخمین بیزین که محدودیت‌های نظری را با اطلاعات به‌دست‌آمده از داده‌ها ترکیب می‌کند، آسان‌تر انجام می‌پذیرد. روش مورد استفاده در این پژوهش برای به‌دست‌آوردن تخمین پارامترها و استنتاج در مدل، روش بیزین است.

روش بیزین برای تخمین یک مدل سیاستی مکتب کینزی جدید با چسبندگی‌های اسمی، شامل

1. Generalized Method of Moments (GMM)
2. Lind´e
3. Full Information Maximum Likelihood (FIML)
4. Bayesian Method

مراحل بیان شده است. در ابتدا تابع بخت (لایکلیهود[1]) مدل حل‌شده را با تابع چگالی‌های پیشین[2] پارامترها ترکیب کرده و تابع چگالی پسین[3] تعریف می‌شود. سپس از ارزش پارامترها در حالت پسین[4] به همراه ماتریس هشین[5] متناظر، به منظور شروع الگوریتم متروپلیس-هاستینگ گام تصادفی[6] استفاده می‌شود. این الگوریتم برای تولید دنباله‌ای از نمونه‌ها از یک توزیع مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مرحله بعد یک تقریب گوسین به وسیله الگوریتم، حول حالت پسین به منظور یافتن میانگین و واریانس تخمین‌زننده‌ها (توزیع پسین) بر پایه حالت پسین ساخته می‌شود و نسخه جی اسکیل[7] ماتریس کوواریانس مجانبی به عنوان ماتریس کوواریانس توزیع پیشنهادی در نظر گرفته می‌شود. توزیع‌های پیشین به وسیله تابع چگالی توصیف می‌شوند و می‌توانند به عنوان وزن‌های تابع لایکلیهود به منظور اهمیت بیشتردادن به فضاهای پارامترها در نظر گرفته شوند. از لحاظ فنی، تابع‌های لایکلیهود و توابع پیشین به وسیله قاعده بیز به یکدیگر گره می‌خورند. توزیع‌های پیشین پارامترهای مدل و همچنین متغیرهای مشاهده‌شده، از پیش تعیین‌شده در نظر گرفته می‌شوند. نرم‌افزار داینر برای محاسبه تابع لایکلیهود بازگشتی[8] از فیلتر کالمن[9] که چگالی داده‌های مشاهده‌شده را توصیف می‌کند، استفاده می‌کند. داینر با داشتن تخمین لایکلیهود و توزیع‌های پیشین، چگالی پسین را با دو بار استفاده از قاعده بیز[10] ایجاد می‌کند. در نهایت هسته پسین[11] (تابع چگالی پسین استانداردنشده)[12] به شمارنده چگالی پسین مرتبط می‌شود.

داینر، به منظور تخمین حالت پسین، به سادگی، لگاریتم هسته پسین را نسبت به پارامترهای مدل با استفاده از روش‌های عددی[13] حداکثر می‌کند. توزیع پسین پارامترها به وسیله معادله هسته که تابعی غیرخطی از پارامترهای مدل است داده خواهد شد. از این رو داینر به جای به‌دست‌آوردن یک فرم صریح به روش‌های سمپلینگ لایک[14] و مخصوصاً الگوریتم متروپلیس ـ هاستینگ متوسل می‌شود.

1. Likelihood Function
2. Prior Density
3. Posterior Density
4. Posterior Mode
5. Hessian Matrix
6. Random Walk Metropolis-Hastings Sampling Algorithm
7. J-Scale
8. Recursive Likelihood Function
9. Kalman Filter
10. Bayes Theorem
11. Posterior Kernel
12.Un-normalized Posterior Density
13. Numerical Methods
14. Sampling-like Methods

بر مبنای این حقیقت که تحت شرایط عمومی، توزیع پارامترها به صورت مجانبی نرمال خواهد بود، داینر یک نماینده جدید تصادفی[1] برای انتخاب جاری از توزیع نرمال با میانگینی برابر با ارزش آخرین دوره بردار پارامتر و واریانسی برابر با حاصلضرب جی اسکیل در معکوس ماتریس هشین که در حالت پسین در بالا ارزش‌گذاری شده است، انتخاب می‌کنند. سپس نسبت ارزش هسته پسین در نماینده جدید را با ارزش گذشته آن مقایسه می‌کند. برای اینکه ارزش این نسبت بزرگ‌تر یا مساوی یک شود، داینر ارزش جاری را برابر با نماینده جدید قرار می‌دهد و برای اینکه ارزش این نسبت کوچک‌تر از یک شود ارزش جاری را به عنوان میانگین وزنی خطی نماینده جدید (که وزنش برابر با نرخ پذیرش محاسبه‌شده[2] آن است) و نماینده قدیم (که وزنش برابر با یک منهای وزن نماینده جدید است) قرار می‌دهد. داینر برای استخراج بعدی، دوباره میانگین توزیع استخراجی را برابر با ارزش بهنگام‌شده آن قرار می‌دهد. سپس بر مبنای همه استخراج‌ها، هیستوگرامی از این نتایج که طبیعتاً نشان‌دهنده توزیع‌های پسین ماست، رسم می‌کند (Feizi , 2009).

در این پژوهش از داینر۴,۴,۳ که یک ابزار عمومی و مناسب برای برآورد بیزین در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی است استفاده شده است.

کالیبراسیون یکی از مهم‌ترین مراحل ارزیابی تجربی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در هر دو مکتب ادوار تجاری حقیقی و نیوکینزینی است. برای کالیبراسیون با استفاده از داده‌های موجود و نیز مطالعه‌هایی که در زمینه برخی از پارامترهای حاضر در کشور انجام شده است اقدام به مقداردهی پارامترها می‌شود. در مورد برخی از پارامترها نیز که مطالعه‌ای در داخل پیدا نشد، از مقادیر استاندارد مورد استفاده در ادبیات جهانی استفاده شده است. البته پارامترهایی که از مقادیر آنها چندان اطمینان نداریم می‌توانند با معیار انطباق میان گشتاورهای پیش‌بینی‌شده مدل و گشتاورهای نمونه واقعی، ارزیابی شوند.

همان‌طور که عنوان شد، انتخاب توزیع‌های پیشین برای پارامترها کار نسبتاً ظریفی است. مطالعه‌های سطح خرد انجام‌گرفته در ایران در این زمینه تقریباً نادر هستند و نمی‌توانند برای انتخاب توزیع پیشین و پارامترهایش مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین انتخاب‌های ما برای توزیع پیشین و پارامترهایش بر مبنای توزیع‌های پیشینی انجام پذیرفته که به طور گسترده در ادبیات اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای انحراف معیار شوک‌های برون‌زا معکوس گاما[3] و برای باقیمانده پارامترها،

1. Random New Candidate
2. Computed Acceptance Rate
3. Inverted Gamma Distribution

توزیع نرمال[1] انتخاب شدند. توزیع‌های پیشین نهایی برای پارامترهای مدل در جدول (۱) به طور خلاصه بیان شده‌اند.

جدول ۱: مقدار پارامترهای کالیبره‌شده مدل

معادله	پارامتر	مقادیر پیشین پارامترها و توزیع‌های مرتبط	توضیحات
منحنی IS داخلی	delta1	$\delta_1 \sim N(0.25,0.1)$	معکوس کشش جانشینی میان‌دوره‌ای مصرف داخلی
	delta2	$\delta_2 \sim N(0.25,0.1)$	ضریب شکاف تولید خارجی در منحنی داخلی
	delta3	$\delta_3 \sim N(0.1,0.1)$	ضریب نرخ ارز واقعی دوره گذشته در منحنی داخلی
	rho_y	$\rho_y \sim \beta(0.5,0.25)$	وزن شکاف تولید انتظاری دوره آینده در منحنی داخلی
منحنی فیلیپس داخلی	lambda1	$\lambda_1 \sim N(0.1,0.1)$	ضریب شکاف تولید داخلی در منحنی فیلیپس داخلی
	lambda2	$\lambda_2 \sim N(0.1,0.01)$	ضریب نرخ ارز واقعی در منحنی فیلیپس داخلی $\lambda \sim \frac{(1+k)}{(1-\alpha)+(1+k)}$ k کشش جانشینی میان مصرف و نیروی کار در اقتصاد داخلی است a کشش تولید داخلی نسبت نهاده وارداتی است.
	rho_pie	$\rho_\pi \sim \beta(0.75,0.35)$	وزن تورم انتظاری دوره آینده در منحنی فیلیپس داخلی
قاعده سیاست پولی داخلی	psi1	$\varphi_1 \sim N(1.5,0.3)$	ضریب تورم انتظاری دوره آینده در قاعده سیاست پولی داخلی
	psi2	$\varphi_2 \sim N(0.25,0.1)$	ضریب شکاف تولید داخلی در قاعده سیاست پولی داخلی
تکامل نرخ ارز واقعی در برابری پوشش‌نیافته بهره	Delta	$\delta \sim \beta(0.5,0.25)$	ضریب نرخ ارز واقعی انتظاری دوره آینده در معادله تکامل نرخ ارز واقعی در برابری پوشش‌نیافته بهره
در منحنی IS خارجی	delta_s	$\delta^* \sim N(0.1,0.1)$	معکوس کشش جانشینی میان‌دوره‌ای مصرف خارجی
	rho_y_s	$\rho_y^* \sim \beta(0.25,0.15)$	وزن شکاف تولید انتظاری خارجی دوره آینده در منحنی IS خارجی

1. Non Informative Normal Distribution

ادامه جدول ۱: مقدار پارامترهای کالیبره‌شده مدل

معادله	پارامتر	مقادیر پیشین پارامترها و توزیع‌های مرتبط	توضیحات
منحنی فیلیپس خارجی	lambda_s	$\lambda^* \sim N(0.1,0.1)$	ضریب شکاف تولید خارجی در منحنی فیلیپس خارجی $\lambda^* = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$ درجه چسبندگی قیمت‌ها در بازار رقابت انحصاری است وزنی که بنگاه به سود انتظاری دوره آتی خود می‌دهد
	rho_pie_s	$\rho_\pi^* \sim \beta(0.25,0.15)$	وزن تورم انتظاری دوره آینده خارجی در منحنی فیلیپس خارجی
قاعده سیاست پولی خارجی	psi1_s	$\varphi_1^* \sim N(1.75,0.3)$	ضریب تورم انتظاری خارجی دوره آینده در قاعده سیاست پولی خارجی
	psi2_s	$\varphi_2^* \sim N(0.1,0.1)$	ضریب شکاف تولید خارجی در قاعده سیاست پولی خارجی

منبع: Feizi (2009)

مشخصات شوک‌های برون‌زا نیز که در جدول (۲) گزارش شده است، با استفاده از آمار بانک مرکزی و در سال‌های مذکور و با استفاده از روش حداقل مربعات استخراج شده است. قابل ذکر است که بنا بر ادبیات این مدل‌ها، باید بخش سیکلی داده‌ها برای تخمین مورد استفاده قرار گیرند، زیرا در این الگوها تاکید بر روی درصد انحرافات متغیرها از مقدار وضعیت پایدار است، از این‌رو در اینجا با استفاده از فیلتر هدریک ـ پرسکات، روند متغیرها استخراج شده‌اند.

جدول ۲: مشخصات شوک‌های برون‌زا

پارامتر	توضیح	مقدار
ε_t^y	شوک‌های وارد به منحنی IS داخلی (مانند شوک سلیقه داخلی)	$\varepsilon_t^y \sim inv\Gamma(0.1,\infty)$
ε_t^π	شوک‌های وارده به منحنی فیلیپس داخلی (مانند شوک‌های هزینه یا شوک‌های تورمی)	$\varepsilon_t^\pi \sim inv\Gamma(1,1)$
ε_t^r	شوک‌های وارده به قاعده سیاست پولی داخلی	$\varepsilon_t^r \sim inv\Gamma(0.1,\infty)$
ε_t^q	شوک‌های وارده به معادله نرخ ارز	$\varepsilon_t^q \sim inv\Gamma(0.1,\infty)$
$\varepsilon_t^{y^*}$	شوک‌های وارد به منحنی IS خارجی (مانند شوک سلیقه خارجی)	$\varepsilon_t^{y^*} \sim inv\Gamma(0.01,\infty)$
$\varepsilon_t^{\pi^*}$	شوک‌های وارده به منحنی فیلیپس خارجی (مانند شوک‌های هزینه یا شوک‌های تورمی)	$\varepsilon_t^{\pi^*} \sim inv\Gamma(0.1,1)$
$\varepsilon_t^{r^*}$	شوک‌های وارده به قاعده سیاست پولی خارجی	$\varepsilon_t^{r^*} \sim inv\Gamma(5,\infty)$

منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

حل مدل که با استفاده از جعبه ابزار داینر صورت می‌گیرد، برپایه روش بلانچارد ـ کان است که در بخش روش‌شناسی به طور کامل توضیح داده شده است. در مرحله اول، وضعیت پایدار مدل[1] مورد بررسی قرار می‌گیرد. از آنجا که معادله‌ها به صورت خطی وارد نرم‌افزار شده‌اند، وضعیت پایدار مدل همگی برابر با صفر هستند. مرحله بعدی بررسی شرایط بلانچارد ـ کان و شرط مرتبه است. شرایط بلانچارد ـ کان بیان می‌کند که به منظور داشتن یک مسیر پایدار منحصر به فرد، باید به تعداد متغیرهای جلونگر، مقادیر ویژه بزرگ‌تر از یک داشته باشیم. علاوه بر این، ماتریسی که در محاسبه‌های راه‌حل می‌آید، باید رتبه کامل داشته باشد. این شرایط را می‌توان به دو دسته مختلف تقسیم کرد: زمانی که تعداد مقادیر ویژه بیشتر یا کمتر از تعداد متغیرهای جلونگر باشند. این امر به ترتیب منجر به نبود یک مسیر پایدار و یا منجر به وجود بی‌نهایت مسیر پایدار خواهد شد. داینر در صورتی به محاسبه ادامه خواهد داد که تنها یک مسیر منحصر به فرد باثبات وجود داشته باشد. بر اساس برآوردهای داینر، مدل حاضر ۱۰ مقدار ویژه دارد که از این تعداد، پنج مقدار ویژه بزرگ‌تر از یک هستند. از آنجا که مدل پنج متغیر جلونگر دارد، بنابراین شرط مرتبه و بلانچارد-کان ارضا می‌شود. سپس خلاصه مدل[2] نشان

1. Steady State Model
2. Model Summary

داده می‌شود. مدل حاضر، دارای هفت متغیر، پنج متغیر حالت (وضعیت)[1] و دو متغیر ایستا[2] است.

ماتریس کوواریانس شوک‌های برون‌زا[3]، خروجی بعدی داینر است. از آنجا که شوک‌های برون‌زای مدل از یکدیگر مستقل هستند، عناصر این ماتریس به جز متغیرهایی که شوک به آنها وارد شده است و مقادیر یک انحراف معیار شوک دارند، همگی برابر با صفر هستند.

برای فرآیند تخمین نیاز به داده داریم. از آنجا که مدل طراحی‌شده در این پژوهش، شامل دو بلوک اقتصاد داخلی و خارجی است به دو دسته داده نیازمندیم. داده‌های اقتصاد داخلی و داده‌های اقتصاد خارجی. برای اقتصاد خارجی از داده‌های منطقه یورو برای شاخص قیمت‌ها با استفاده از شاخص CPI، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره، در بازه زمانی ۲-۱۹۹۵ (معادل با بهار ۱۳۷۱) تا ۱-۲۰۱۱ [4](معادل با زمستان ۱۳۸۹) استفاده شده است. این داده‌ها از پایگاه اطلاعاتی «مدل گسترده منطقه جدید»[5] از بانک مرکزی اروپا[6] به دست آمده‌اند. داده‌های اقتصاد داخلی نیز که شامل تولید ناخالص ملی و شاخص قیمت مصرف‌کننده است، از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران به‌دست آمده‌اند. داده‌های نرخ بهره داخلی نیز از شاهمرادی (۱۳۸۹) استخراج شده است. شکاف تولید داخلی و خارجی از کم‌کردن جزء دائمی[7] (که به وسیله فیلتر هادریک پرسکات[8] فیلترینگ شده است) از داده‌های فصلی GDP به دست آمده‌اند. برای تولید داده‌هایی که موجود نیست[9]، از فیلتر کالمن[10] استفاده شده است. برای داده‌های نرخ بهره نیز به همین صورت است. این داده‌ها در بازه ۱-۱۳۷۴ تا ۴-۱۳۸۶ وجود دارند و پس از آن داده‌ها تولید نشده‌اند. از این رو برای تولید آنها فیلتر کالمن مورد استفاده قرار گرفته است.

اعتبارسنجی مدل

ارزیابی میزان اعتبار و موفقیت مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، معمولاً با بررسی نزدیکی گشتاورهای تولیدشده از کالیبراسیون مدل ساخته‌شده با گشتاورهای دنیای واقعی انجام می‌شود.

---

1. State Variable
2. Static Variable
3. Matrix of Covariance of Exogenous Shocks

۴. منظور از ۱-۲۰۱۱ فصل اول سال ۲۰۱۱ است.

5. New Area Wide Model (NAWM)
6. European Central Bank
7. Permanent Component
8. Hodrick Prescott Filter
9. Missing Data
10. Kalman Filter

متاسفانه هنوز آزمونی برای مقایسه نتایج حاصل از گشتاورهای مدل و واقعیت اقتصاد پیشنهاد نشده است و در مطالعه‌های مرتبط تنها به نزدیک‌بودن عددی این متغیرها بسنده شده است. در این مطالعه برای ارزیابی این مدل، از مقایسه متغیرهای اصلی شبیه‌سازی‌شده در مدل و مقادیر آنها در دنیای واقعی استفاده می‌کنیم. جدول (۳) به مقایسه این مقادیر پرداخته است.

جدول۳: مقایسه گشتاورهای به‌دست‌آمده از مدل با گشتاورهای دنیای واقعی

معادله	پارامتر	توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	فاصله اطمینان در سطح ۹۰ درصد
منحنی *IS* داخلی	delta1	$\delta_1 \sim N(0.25,0.1)$	۰/۰۷۷۲	(۰/۰۶۵۶ ،۰/۰۸۹۱)
	delta2	$\delta_2 \sim N(0.25,0.1)$	۰/۲۶۳۲	(۰/۲۵۸۹ ،۰/۲۶۷۶)
	delta3	$\delta_3 \sim N(0.1,0.1)$	۰/۲۶۹۹	(۰/۲۵۵۲ ،۰/۲۷۹۶)
	rho_y	$\rho_y \sim B(0.5,0.25)$	۰/۴۹۶۹	(۰/۴۶۸۷ ،۰/۵۲۳۸)
منحنی فیلیپس داخلی	lambda1	$\lambda_1 \sim N(0.1,0.1)$	۰/۰۰۹۲	(۰/۰۰۵۱ ،۰/۰۱۲۳)
	lambda2	$\lambda_1 \sim N(0.01,0.01)$	۰/۰۰۶۶	(۰/۰۰۶۱ ،۰/۰۰۷۲)
	rho_pie	$\rho_\pi \sim B(0.75,0.35)$	۰/۰۷۹۹	(۰/۰۲۹۶ ،۰/۱۱۱۶)
قاعده سیاست پولی داخلی	psi1	$\psi_1 \sim N(1.5,0.3)$	۱/۴۱۶۴	(۰/۳۸۳۹ ،۱/۴۴۳۴)
	psi2	$\psi_2 \sim N(0.25,0.1)$	-۰/۰۰۰۲	(-۰/۰۱۱۵ ،۰/۰۰۸۹)
تکامل نرخ ارز واقعی در برابری پوشش‌نیافته بهره	Delta	$\delta \sim B(0.5,0.25)$	۰/۴۱۴۶	(۰/۳۹۱۱ ،۴۳۰۸)
در منحنی *IS* خارجی	delta_s	$\delta^* \sim N(0.1,0.1)$	۰/۱۵۲۳	(۰/۱۴۷۱ ،۰/۱۵۹۰)
	rho_y_s	$\rho_{y^*} \sim B(0.25,0.15)$	۰/۳۱۷۶	(۰/۳۰۹۴ ،۰/۳۲۵۷)
منحنی فیلیپس خارجی	lambda_s	$\lambda^* \sim N(0.1,0.1)$	۰/۰۰۰۰	(۰/۰۰۰۰ ،۰/۰۰۰۰)
	rho_pie_s	$\rho_{\pi^*} \sim B(0.25,0.15)$	۰/۳۰۰۸	(۰/۲۸۸۷ ،۰/۳۱۶۱)
قاعده سیاست پولی خارجی	psi1_s	$\psi_1^* \sim N(1.75,0.3)$	۱/۶۸۵۷	(۱/۶۱۱۰ ، ۱/۷۴۳۶)
	psi2_s	$\psi_2^* \sim N(0.1,0.1)$	۰/۱۰۳۲	(۰/۰۹۲۹ ، ۰/۱۱۸۳)

منبع: یافته‌های پژوهش

ادامه جدول۳: مقایسه گشتاورهای به‌دست‌آمده از مدل با گشتاورهای دنیای واقعی

معادله	پارامتر	توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	فاصله اطمینان در سطح ۹۰ درصد
شوک‌های وارده به منحنی IS داخلی	ε_t^y	$\varepsilon_t^y \sim inv\Gamma(0.1,\infty)$	۹/۱۰۶۱	(۸/۴۸۷۹ ، ۹/۶۶۲۱)
شوک‌های وارده به منحنی فیلیپس داخلی	ε_t^π	$\varepsilon_t^\pi \sim inv\Gamma(1,1)$	۰/۸۴۴۱	(۰/۶۲۷۷ ، ۱/۱۱۹۱)
شوک‌های وارده به قاعده سیاست پولی داخلی	ε_t^r	$\varepsilon_t^r \sim inv\Gamma(0.1,\infty)$		
شوک‌های وارده به معادله نرخ ارز	ε_t^q	$\varepsilon_t^q \sim inv\Gamma(0.1,\infty)$	۰/۸۵۸۵	(۰/۵۰۵۸ ، ۱/۱۳۵۲)
شوک‌های وارد به منحنی IS خارجی	$\varepsilon_t^{y^*}$	$\varepsilon_t^{y^*} \sim inv\Gamma(0.01,\infty)$	۰/۰۰۹۶	(۰/۰۰۲۲ ، ۰/۰۱۷۶)
شوک‌های وارده به منحنی فیلیپس خارجی	$\varepsilon_t^{\pi^*}$	$\varepsilon_t^{\pi^*} \sim inv\Gamma(0.1,1)$	۰/۱۱۰۳	(۰/۰۳۶۲ ، ۰/۱۸۲۴)
شوک‌های وارده به قاعده سیاست پولی خارجی	$\varepsilon_t^{r^*}$	$\varepsilon_t^{r^*} \sim inv\Gamma(5,\infty)$	۷/۹۴۷۶	(۷/۱۸۳۱ ، ۸/۴۹۷۹)

نمودارهای توزیع‌های پیشین و پسین پارامترها در نمودار (۳) نشان داده شده‌اند. محور افقی نشان‌دهنده مقدار مورد نظر در توزیع‌های پیشین و پسین و محور عمودی چگالی مرتبط با هر مقدار را نشان می‌دهد. خط خاکستری، چگالی توزیع پیشین و خط سیاه چگالی توزیع پسین را نشان می‌دهد. خط نقطه‌چین نیز نشان‌دهنده مد (نمای) توزیع پسین است. در مورد شوک‌ها انحراف معیارشان که از طریق SE شوک نمادگذاری شده است، در نمودارها نشان داده شده‌اند. اگر توزیع‌های پیشین و پسین مشابه هم باشند دو حالت ممکن است رخ داده باشد. حالت اول اینکه توزیع پیشین انعکاس دقیقی از اطلاعات موجود در داده‌ها بوده است و حالت دوم که رایج‌تر نیز هست پارامتر فرض‌شده به طور ضعیفی شناسایی شده است و داده‌ها نتوانسته‌اند اطلاعات زیادی جهت به‌روزرسانی توزیع پیشین فراهم کنند (Pfeifer, 2014). از این‌رو این دو نمودار باید با یکدیگر اختلاف داشته باشند. یافته‌های نمودارها نشان می‌دهند که بخش معناداری از اطلاعات موجود در داده‌ها وجود دارد که می‌تواند به منظور بهنگام‌کردن توزیع‌های پیشین ما در مورد پارامترهای مدل مورد استفاده قرار گیرد. به عبارت دیگر برای بیشتر

پارامترهای تخمین زده‌شده، اطلاعات آگاهی‌بخش[1] در داده‌ها داریم. به این معنا که توزیع‌های پسین به وضوح با توزیع‌های پیشین مفروض اختلاف دارند. مقایسه توزیع‌های پیشین و پسین به‌دست‌آمده، نشان می‌دهد که مدل طراحی‌شده با این فرض که نرخ ارز واقعی در کنار نرخ بهره می‌تواند به عنوان سازوکاری جهت انتقال اثرات سیاست‌های پولی مورد استفاده قرار گیرد، تایید شده است.

تشخیص تک‌متغیره و چندمتغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو

نمودارهای تشخیصی تک‌متغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو[2] یک منبع اصلی جهت ارزیابی قابل اعتمادبودن برآوردهاست. همان‌طور که پیشتر نیز گفته شد، در این مدل، دو زنجیره از ۳۰ هزار قرعه داریم که ۲۰ درصد هر زنجیره به عنوان اتلاف در نمونه برای حذف اثرات ارزش‌های اولیه دور انداخته شدند. بنابراین در نهایت ۲۴ هزار قرعه داریم. علاوه بر این نرخ پذیرش هر دو زنجیره به هم نزدیک هستند (۰/۲۵۲۳ و ۰/۳۴۹۹) که نشان‌دهنده توانایی مدل است. از این رو در نمودارها نیز این ارزیابی صورت می‌گیرد. اگر نتیجه‌های حاصل از یک زنجیره، معقول باشد، دو چیز باید در نمودارها اتفاق بیفتد. اول اینکه نتیجه‌های درون هر یک از زنجیره‌ها در حین تکرارهای شبیه‌سازی الگوریتم متروپلیس هاستینگ باید مشابه باشند و دوم اینکه نتیجه‌های میان زنجیره‌ها باید به هم نزدیک باشند. خط‌های سیاه پر و خط‌های نقطه‌چین این نمودارها معیارهای ویژه بردارهای پارامترها را درون و میان زنجیره‌ها نشان می‌دهند. خط نقطه‌چین نشان‌دهنده محدوده ۸۰ درصدی گشتاور انتخابی پارامترها بر مبنای قرعه‌های مخلوطی از همه سری‌ها و خط سیاه پر نشان‌دهنده محدوده ۸۰ درصدی گشتاور انتخابی بر مبنای قرعه‌هایی از سری‌های منحصر به‌فرد است. برای معقول بودن نتیجه‌ها، این دو خط باید ثابت شده و به سمت هم همگرا شوند. داینر سه معیار را گزارش می‌دهد. معیار interval که بر مبنای فاصله اطمینان ۸۰ درصدی حول میانگین پارامترهاست، معیار m2 که بر مبنای فاصله اطمینان ۸۰ درصدی حول واریانس پارامترهاست و معیار m3 که بر مبنای فاصله اطمینان ۸۰ درصدی حول گشتاور سوم پارامترهاست (Mancini Griffoli, 2013).

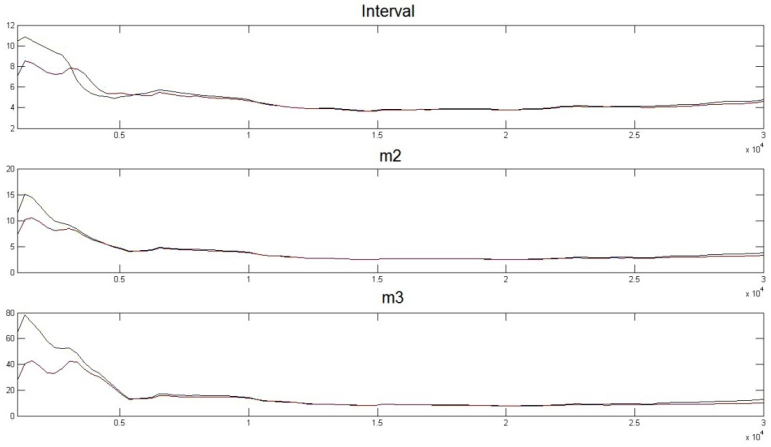
فرض می‌شود که توزیع‌های پیشین پارامترهای مدل از یکدیگر مستقل هستند. این امر ایجاد چگالی پیشین مشترک را که در الگوریتم مونت کارلو زنجیره مارکوف مورد استفاده قرار می‌گیرد

1. Informative Data
2. Monte Carlo Markov Chain (MCMC) Univariate Diagnostics

آسان‌تر می‌کند. با استفاده از آماره‌های کاهش مقیاس بالقوه[1] که در مقاله بروکس و گلمن[2] (۱۹۹۸) توسعه یافته است، همان‌طور که در MCMC یک‌متغیره تشخیصی در نمودار (۴) (پیوست (۱)) برای شوک‌های واردشده به مدل، همگرایی بیشتر پارامترها تایید شدند و مدل به طور کلی معنادار است.

نمودار تشخیص چندمتغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو[3] از لحاظ ماهیت، مشابه نمودارهای تک‌متغیره زنجیره مارکوف مونت کارلوست. با این تفاوت که معیاری از مجموع مقادیر ویژه ماتریس واریانس ـ کوواریانس همه پارامترها را منعکس می‌کند. همان‌طور که نمودار (۵) نشان می‌دهد، دو خط سیاه پر و نقطه‌چین که به ترتیب نشان‌دهنده نتایج درون هر یک از زنجیره‌ها در حین تکرارهای شبیه‌سازی الگوریتم متروپلیس ـ هاستینگ و نتیجه‌ها میان زنجیره‌هاست کاملاً به هم نزدیک و هم‌راستا هستند و به سمت یک مقدار خاص، ثابت شده‌اند که این نشان‌دهنده قابل اعتمادبودن برآورد کلی مدل است.

معقول‌بودن نتیجه‌ها، در نمودارهای تشخیصی تک‌متغیره و چندمتغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو حاکی از معقول‌بودن مدل با این فرض است که نرخ ارز واقعی در کنار نرخ بهره سازوکار مناسبی جهت انتقال اثرات سیاست‌های پولی است.



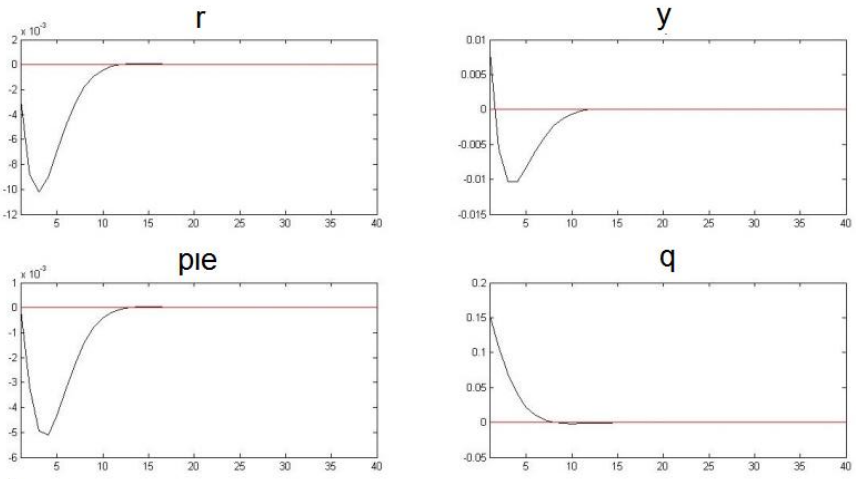
نمودار۵: نمودارهای تشخیصی چندمتغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو

1. Potential Scale Reduction Statistics
2. Brooks & Gelman
3. Monte Carlo Markov Chain (MCMC) Multivariate Diagnostics

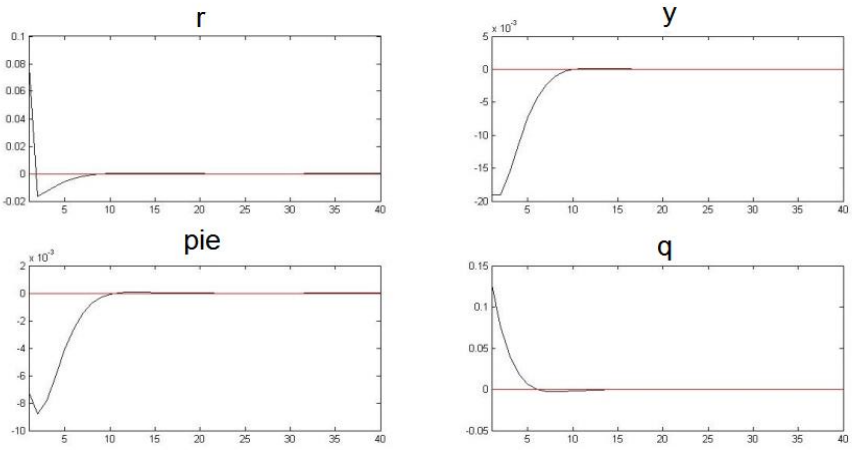
تحلیل پاسخ‌های آنی مدل

یک انحراف معیار شوک واردشده به متغیر نرخ ارز واقعی، نرخ بهره، شوک سلیقه و شوک عرضه به ترتیب در نمودارهای (۶)، (۷) و (۸)، (۹) نشان داده شده است. محور عمودی این نمودار درصد تغییرات متغیرها را از حالت پایدار خود و محور افقی نیز دوره‌ها (که در اینجا هر دوره یک فصل است) را نشان می‌دهند. مسیرهای ترسیم‌شده در هر نمودار مسیر بازگشت هر متغیر را به حالت پایدار خود توضیح می‌دهند.

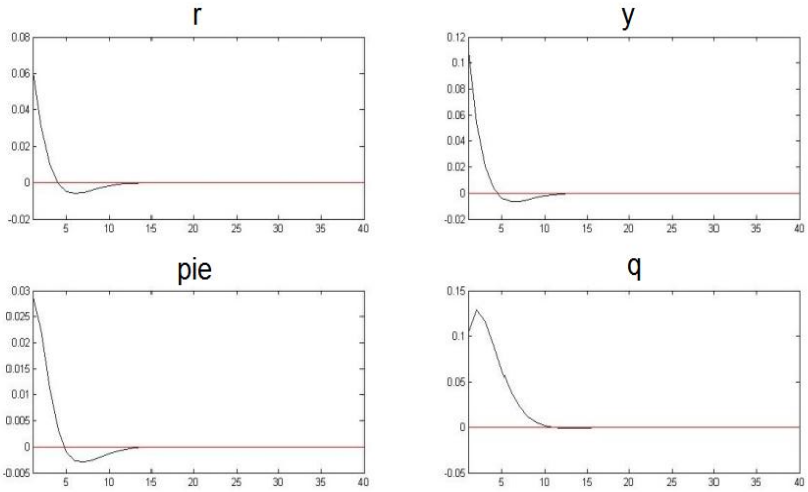
همان‌طور که در نمودارها مشاهده می‌شود، یک شوک مثبت به معادلات نام‌برده‌شده به مقدار ۱۰ درصد، سبب تغییر متغیرها می‌شود. اما تمامی شوک‌ها پس از حداکثر سه سال، به حالت اولیه خود برمی‌گردد. بنابراین مدل نظری طراحی‌شده یک مدل پایدار است.



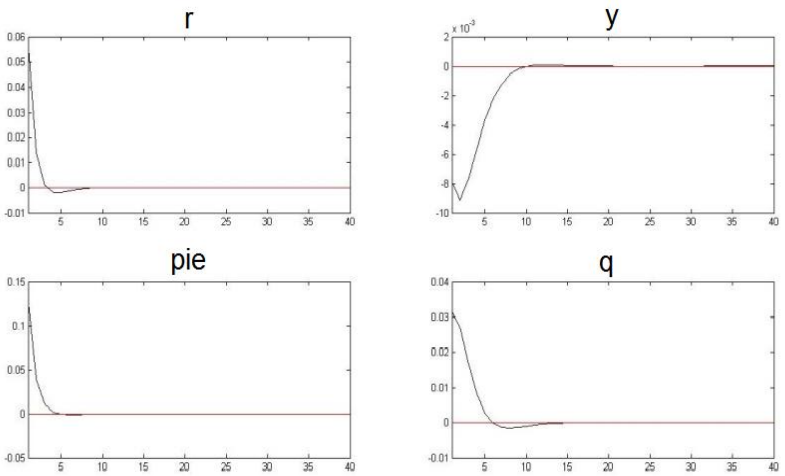
نمودار ۶: یک انحراف معیار شوک واردشده به نرخ ارز



نمودار۷: یک انحراف معیار شوک واردشده به نرخ بهره



نمودار ۸: یک انحراف معیار شوک واردشده به معادله IS



نمودار۹: یک انحراف معیار شوک واردشده به معادله عرضه کل

واکنش‌پذیرترین متغیر به شوک‌ها، متغیر نرخ ارز واقعی است. این امر موید فرضیه پژوهش مبنی بر این است که نرخ ارز را می‌توان به عنوان سازوکار انتقال شوک‌ها به متغیرهای اقتصادی دانست. بعد از شوک واردشده به خود نرخ ارز، اثرگذارترین شوک بر نرخ ارز، شوک نرخ بهره است. شوک نرخ بهره پس از تغییر نرخ بهره از طریق قاعده پوشش‌نیافته بهره، نرخ ارز را تغییر می‌دهد. این معادله از معادله‌های اصلی اقتصاد باز است و بیانگر وضعیتی است که در آن اختلاف نرخ بهره بین دو کشور، با تغییرات انتظاری نرخ ارز بین آن دو کشور برابر است. اگر برابری بدون پوشش بهره وجود نداشته باشد، فرصت کسب سود به‌دست می‌آید. از این رو نرخ ارز به واسطه این تغییرها تغییر پیدا می‌کند. اما پس از نرخ بهره، نرخ ارز بیشترین واکنش را به شوک تقاضا نشان می‌دهد. واردشدن یک شوک تقاضا به اقتصاد از طریق تغییر بهینه‌یابی مطلوبیت مصرف‌کنندگان، شکاف تقاضا در اقتصاد را تغییر می‌دهد. این تغییر از دو طریق بر نرخ ارز اثر می‌گذارد. از یک طرف با تغییر نرخ بهره به واسطه واکنش بانک‌های مرکزی به تغییر در شکاف تقاضا به خاطر مواجهه با تورم احتمالی نرخ بهره تغییر می‌کند و سپس مجدداً از طریق قاعده برابری پوشش‌نیافته بهره در اقتصاد باز منجر به تغییر نرخ ارز می‌شود. به این صورت که اگر شوک واردشده منجر به افزایش نرخ بهره شود، در یک اقتصاد باز کوچک سرمایه‌ها از اقتصاد خارج می‌شوند و این امر تقاضا برای ارز را افزایش می‌دهد و منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود.

این افزایش تا آنجا ادامه می‌یابد که تغییرات نرخ بهره و نرخ ارز با هم برابر شوند. از سوی دیگر نیز، اگر تغییرهای تقاضا و به دنبال آن تغییر قیمت‌های داخلی و نرخ بهره در اقتصاد منجر به تغییر تمایل سرمایه‌گذاران جهت ورود سرمایه به اقتصاد شود، از طریق افزایش عرضه ارز در اقتصاد، مجدداً نرخ ارز تغییر می‌کند. مسیر دوم اثرگذاری شوک تقاضا بر نرخ ارز پس از تغییر تقاضای کل در اقتصاد، از طریق منحنی فیلیپس و تغییر شکاف تورم است. تغییر نرخ ارز واقعی از یک سو منجر به تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی شده، از یک طرف با افزایش هزینه تولید و از طرف دیگر با تغییر نسبت استفاده از نهاده نیروی کار و نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی منجر به تغییر سطح قیمت‌ها و تولید در اقتصاد می‌شود (که میزان تغییر در تولید و تورم، بستگی به انعطاف‌پذیربودن تولید نسبت به تغییرات دارد). از سوی دیگر نیز با تغییر نرخ ارز واقعی و تغییر قیمت کالاهای صادراتی، مجدداً قیمت تولیدات افزایش یافته و سطح قیمت و میزان تولید در جامعه تغییر می‌کند. این تغییر در منحنی فیلیپس ارزمحور خلاصه می‌شود. پس از تغییر تورم، از طریق تغییر نرخ بهره حقیقی در رابطه برابری پوشش‌نیافته بهره، مجدداً نرخ ارز تغییر می‌کند.

پس از نرخ ارز، واکنش‌پذیرترین متغیر به شوک‌ها، نرخ بهره است. بیشترین تغییرات نرخ بهره به شوک‌ها، بعد از شوک خود نرخ بهره، نسبت به شوک‌های بخش تقاضای اقتصاد است. این شوک‌ها در مرحله اول منجر به تغییر شکاف تولید شده و سپس از طریق قاعده سیاست پولی، نرخ بهره را تغییر می‌دهند. بر پایه این قاعده سیاستی، بانک مرکزی بـا توجـه بـه انحراف تولید و تورم از هدف‌های معین‌شده، اقدام به کاهش یا افزایش نرخ بهـره می‌کند. قاعده تیلور، استفاده از ابزارهای بازار پولی یعنی تغییر نرخ بهره کوتاه‌مدت را به عنوان سازوکاری برای کاهش تورم در کوتاه‌مدت توصیه می‌کند.

شوک‌های بخش عرضه اقتصاد مانند شوک‌های بهره‌وری نیز از دو طریق بر نرخ بهره اثر می‌گذارند. اول اینکه با تغییر سطح قیمت‌ها از طریق منحنی فیلیپس، نرخ بهره را به واسطه قاعده سیاست پولی تغییر می‌دهند. دوم به واسطه تغییر سطح عمومی قیمت‌ها، تقاضا برای کالاها و خدمات نهایی به واسطه منحنی تغییر می‌کند و این تغییر تقاضا در نهایت با استفاده از قاعده سیاست پولی منجر به تغییر نرخ بهره می‌شود.

نکته حائز اهمیت، واکنش اندک شکاف تولید به شوک‌های واردشده به اقتصاد (به جز شوک‌های سمت تقاضا) مانند شوک‌های بهره‌وری، شوک نرخ ارز و نرخ بهره است. بنابراین می‌توان این‌طور تصور کرد که تولید در ایران انعطاف کمی دارد و به راحتی تغییر نمی‌کند. بیشترین اثر بر شکاف تولید، در اثر شوک نرخ بهره ایجاد می‌شود. شوک نرخ بهره از طریق قاعده سیاست پولی، منجر به تغییر

نرخ بهره می‌شود. تغییر نرخ بهره از یک طرف با تغییر درآمدهای خانوارها منجر به تغییر نقطه بهینه مطلوبیت‌شان شده و میزان تقاضایشان برای کالاها و خدمات را تغییر می‌دهد. از طرف دیگر تغییر نرخ بهره به واسطه شوک وارده، از طریق برابری پوشش‌نیافته بهره، همان‌طور که توضیح داده شد، نرخ ارز را تغییر می‌دهد و مجدداً این تغییر به واسطه فرضیه جانشینی پول منجر به تغییر نقطه بهینه مطلوبیت مصرف‌کنندگان شده و تقاضایشان برای کالا و خدمات نهایی را تغییر می‌دهد. اما شوک نرخ ارز واردشده از طریق قاعده برابری پوشش‌نیافته بهره، نرخ ارز را تغییر داده و مجدداً از دو طریق بر روی تقاضا اثر می‌گذارد. اول اینکه به واسطه قاعده جانشینی پول، خانوارها مقداری ارز نگهداری می‌کنند و با تغییر نرخ ارز، ارزش دارایی‌هایشان تغییر کرده و تقاضایشان تغییر می‌کند و دوم اینکه با تغییر نرخ ارز، قیمت واردات و صادرات تغییر کرده و سطح قیمت‌ها را تغییر می‌دهد و این امر به نوبه خود منجر به تغییر تقاضا برای کالا و خدمات می‌شود. اما شوک آخر که شوک‌های واردشده به بخش عرضه اقتصاد است مانند شوک بهره‌وری، باز هم منجر به تغییر سطح قیمت‌ها و میزان تقاضا برای کالا و خدمات می‌شود.

بخش عرضه اقتصاد کم‌واکنش‌ترین بخش به شوک‌های واردشده به اقتصاد است. بعد از شوک واردشده به بخش عرضه، بیشترین اثر را شوک‌های بخش تقاضا ایفا می‌کنند. یک شوک تقاضا از طریق تغییر تقاضا برای کالا و خدمات نهایی منجر به تغییر سطح قیمت‌ها در اقتصاد می‌شود. از طرف دیگر شوک نرخ بهره از طریق قاعده سیاست پولی نرخ بهره را تغییر داده و تغییر نرخ بهره از طریق تغییر درآمد خانوارها و بهینه‌یابی مطلوبیتشان، تقاضا برای کالا و خدمات نهایی را دچار نوسان کرده و از آن طریق منجر به تغییر سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. شوک نرخ بهره از یک مسیر دیگر نیز می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها تاثیرگذار باشد. این شوک از طریق تغییر بهره به واسطه قاعده سیاست پولی و سپس تغییر نرخ ارز به خاطر برابری پوشش‌نیافته بهره منجر به تغییر قیمت کالاهای واسطه وارداتی شده و مجدداً سطح عمومی قیمت‌ها را دچار نوسان می‌کند. شوک نرخ ارز نیز، از طریق برابری پوشش‌نیافته بهره، نرخ ارز را تغییر داده و سپس به واسطه تغییر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی، هزینه تولید و قیمت فروش آنها تغییر کرده و در نهایت سطح قیمت‌ها در اقتصاد را دچار نوسان می‌کند. این تغییرات و برهمکنش‌ها موید و مبین سازوکار مفروض نرخ ارز در این پژوهش جهت انتقال اثر سیاست‌ها به متغیرهای اقتصادی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر پس از بررسی مبانی نظری و مطالعه‌های پیشین، به مدل‌سازی اقتصاد ایران جهت بررسی فرضیه پژوهش پرداخته شد و سپس مدل طراحی‌شده، برآورد و نتیجه‌ها استخراج شد. نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که نرخ ارز می‌تواند در کنار نرخ بهره به عنوان مکانیزم انتقال اثرات پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی، نقش ایفا نماید.

نوآوری اصلی پژوهش حاضر که می‌توان از آن به منظور ارائه توصیه‌ها و پیشنهادهای سیاستی استفاده کرد، فراهم کردن پایه‌های اقتصاد خردی متناسب با کشور ایران برای وجود نرخ ارز در مدل تقاضای کل (تئوری ماندل فلمینگ)[1] در چارچوب مکتب کینزی جدید است.

در واقع، مدل ارائه‌شده در پژوهش حاضر همان‌طور که در بخش مدل بیان شد، با استفاده از بهینه‌یابی رفتار کارگزاران اقتصادی به دست آمده است و امکان ارائه تحلیل‌هایی بر مبنای رفاه کارگزاران اقتصادی را فراهم می‌آورد. ورود نرخ ارز در مدل پژوهش، همانند مدل اقتصاد کلان باز کوچک پایه، بر مبنای رفتار حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان ایرانی انجام پذیرفته است.

بنابراین توصیه‌های ارائه شده برای کارگزاران می‌تواند به صورت زیر باشد:

۱. از آنجا که نرخ ارز یکی از متغیرهای اثرگذار بر رفاه مصرف‌کنندگان است، دولت می‌تواند در حین اتخاذ سیاست‌های مربوط به نرخ ارز، این نکته را مدنظر قرار دهد و سیاستی را در پیش بگیرد که همزمان با رسیدن به اهداف مورد نظر، رفاه مصرف‌کنندگان را نیز کاهش ندهد.

۲. زمانی که سازوکار نرخ ارز در کنار سازوکار نرخ بهره به عنوان سازوکار انتقال اثرات سیاست‌های پولی افزوده می‌شود، تحلیل اثرات سیاست‌های پولی پیچیده‌تر می‌شود که باید مدنظر قرار گیرد.

مدل ارائه‌شده در این پژوهش ساده‌ترین حالت ممکن است و می‌توان فرض‌های دیگری به مدل اضافه کرد و آن را غنی‌تر و در عین حال پیچیده‌تر کرد. می‌توان روش‌های متفاوت دیگری برای فرآیند تحول شوک‌ها در مدل در نظر گرفت. همچنین رویکردهای مدل‌سازی دیگری نیز در ادبیات اقتصادی وجود دارند که می‌توانند مورد استفاده قرار گیرند. این واقعیت که ربا در اقتصاد ایران ممنوع است به این معنا نیست که واقعاً وجود ندارد. تا آنجا که به اقتصاد مربوط می‌شود، مردم از جایگزین‌های دیگری برای نرخ بهره مانند نرخ بازده در بازار مسکن در ایران استفاده می‌کنند که می‌توانند به عنوان ابزاری برای سیاست پولی مورد استفاده قرار گیرند و در مدل‌سازی از جایگزین‌های دیگری برای آن استفاده شود. می‌توان قیمت نفت را به صورت درون‌زا در چارچوب مدل‌های DSGE وارد کرد و به

1. Mundell Fleming Theory

خصوص با استفاده از یک مدل اقتصاد باز کوچک مکتب کینزی جدید، اثرات افزایش قیمت نفت را که به وسیله یک شوک عرضه یا تقاضای نفتی ایجاد می‌شود تحلیل کرد. علاوه بر این، می‌توان حساسیت نتیجه‌های تعادل عمومی را به درجه وابستگی نفتی و درجه بازبودن اقتصاد و نیز قدرت پاسخگویی سیاست پولی به تورم بررسی کرد.

در پژوهش‌های آتی می‌توان تولیدکنندگان بخش نفت را به عنوان کارگزاری جداگانه در کنار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان بخش غیرنفتی مدلیزه کرد. می‌توان دولت را به عنوان کارگزار دیگری در کنار دو بخش مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در مدل‌های تعادل عمومی در نظر گرفت و اثرات سیاست‌های اتخاذشده و تحلیل آن از سازوکارهای نرخ ارز و نرخ بهره را بر این بخش نیز تحلیل کرد و اثرات تصمیم‌گیری‌های صورت‌گرفته از سوی این بخش بر اقتصاد مدل‌سازی شده را نیز برآورد کرد. در نهایت در این پژوهش، صرفاً امکان وجود سازوکار نرخ ارز در کنار سازوکار نرخ بهره مورد بررسی قرار گرفته است. می‌توان مدل‌هایی را طراحی کرد و در آن سهم هر یک از سازوکارهای نرخ بهره و نرخ ارز را در اقتصاد ایران در اثرگذاری سیاست‌ها به‌دست آورد و تحلیل کرد.

منابع

الف) فارسی

اسنودن، برایان؛ وین، هوارد و کوویچ، وینار (۱۳۸۳). *راهنمای نوین اقتصاد کلان*، (چاپ اول)، ترجمه: منصور خلیلی‌عراقی، و علی سوری، انتشارات برادران.

بهمنی‌اسکویی، محسن (۱۳۸۰). نرخ ارز بازار سیاه و تقاضا برای پول در ایران، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳، صص ۳-۱۰.

بیدآبادی، بیژن (۱۳۸۳). *الگوی اقتصاد سنجی کلان ایران*، چاپ پنجم، پژوهشکده پولی و بانکی.

تقی‌نژاد عمران، وحید و بهمن محمد، (۱۳۹۱)، قاعده‌ی گسترش یافته تیلور: مطالعه موردی ایران ۸۶-۱۳۵۷. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، سال۳، شماره ۹، صص ۱-۱۹.

جعفری‌صمیمی، احمد و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۳). آزمون خنثی‌بودن و ابرخنثی‌بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران، *تحقیقات اقتصادی*، شماره۶۷، صص ۱۳۸-۱۱۷.

جلایی، سیدعبدالحمید و شیرافکن، مهدی (۱۳۸۸). تاثیر سیاست‌های پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیو کینزین در ایران، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، دوره ۹،۱، شماره ۳۵، صص ۳۶-۱۳.

حیدری، ابراهیم (۱۳۸۷). رشد حجم پول و تاثیر آن بر تولید و اشتغال دراقتصاد ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، شماره ۸۵، صص ۱۱۵-۸۳.

دایی‌کریم‌زاده، سعید؛ محمودی، نجمه و سامتی، مجید (۱۳۹۲). آزمون جانشینی پول در ایران، *اولین همایش ملی الکترونیکی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی*.

رضایی، ابراهیم؛ هیراد، علیرضا و بهمنی، مجتبی (۱۳۸۷). بررسی اثرات نوسانات نرخ بهره در اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل کلان اقتصادی، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۳۰.

سامتی، مرتضی؛ دلالی‌اصفهانی، رحیم؛ خوش‌اخلاق، رحمان و شیرانی‌فخر، زهره (۱۳۸۸). تحلیل روابط علی میان متغیرهای کلان اقتصادی به منظور کاهش نرخ بهره در ایران با روش نقشه علی بیزین (BCM)، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، صص ۱۰۸-۶۳.

شاهمرادی، اصغر؛ ندری، کامران و کاوند، حسین (۱۳۸۹). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۹۰، صص ۴۲-۱۹.

شریفی‌رنانی، حسین؛ هنرور، نغمه؛ دایی‌کریم‌زاده، سعید و امراللهی‌پورشیرازی، فرزانه (۱۳۸۸). بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام‌دهی سیستم بانکی در ایران، *مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۴، پیاپی ۱۰، صص ۴۸-۲۷.

طهرانچیان، امیرمنصور و نوروزی‌بیرامی، معصومه (۱۳۹۰). آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۶، شماره ۴۹، صص ۱۱۵-۹۹.

کاتاگ، سابراتا (۱۳۷۷). *اقتصاد پولی در کشورهای در حال توسعه*، (علی‌حسین صمدی، مترجم) تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی.

کمیجانی، اکبر (۱۳۷۴). *سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی*، تهران: وزارت امور اقتصادی و دارایی.

لشکری، محمد (۱۳۸۲). *تحلیل پدیده جانشینی پول و عوامل موثر بر آن (مورد ایران)*، تهران: دانشگاه تربیت مدرس، پایان‌نامه دکترا.

مشیری، سعید و واشقانی، محسن (۱۳۸۹). بررسی مکانیسم انتقال پولی و زمان‌یابی آن در اقتصاد ایران، *مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱ (پیاپی ۱۱)، صص ۳۲-۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۰، صص ۲۹-۱.

واشقانی، محسن؛ پدرام، مهدی و بغزیان، آلبرت (۱۳۹۰). سخنرانی: مکانیسم انتقال پولی و اثربخشی سیاست‌های پولی در ایران (۱) ، *ماهنامه مجله اقتصادی*، سال یازدهم، شماره ۱۲، صص ۱۶۶-۱۵۹.

واشقانی، محسن؛ پدرام، مهدی و بغزیان، آلبرت (۱۳۹۱). سخنرانی: مکانیسم انتقال پولی و اثربخشی سیاست‌های پولی در ایران(۲) ، *ماهنامه مجله اقتصادی*، دوره جدید، سال دوازدهم، شماره ۱، صص ۲۰۴-۱۹۵.

ب) انگلیسی

Bahmani Oskooee, Mohsen & Tanku, Altin (2006). Black Market Exchange Rate, Currency Substitution and the Demand for Money in LDCs, *Economic System*s, 30, pp. 249-263.

Bahmani Oskooee, Mohsen, & Rehman, Hafeez (2005). Stability of the Money Demand Function in Asian Developing Countries, *Applied Economics*, 37(7), pp. 2075-2083.

Berg, Andrew, Philippe Karam & Douglas Laxton (2006). A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis-Overview, *IMF Working Pape*r, WP/0680/

Bhattacharya, Rudrani, IlaPatnaik & Shah, Ajay (2011). Monetary Policy Transmission in an Emerging Market Setting, *International Monetary Fun*d, Wp.

Celasun, Oya & Goswami, Mangal (2002). *An Analysis of Money Demand and Inflation in the Islamic Republic of Iran*, IMF Working Paper, Middle Eastern Department, WP/02205/.

Dib, Ali; Gammoudi, Mohammad & Moran, Kevin (2008). Forecasting Canadian Time Series with the the New-Keynesian Model, *Canadian Journal of Economics*, 41, pp. 138-165.

Feizi, Mehdi (2009). A New Keynesian Small Open Economy DSGE Model in Islamic Economic Framework: The Case of Iran, *http://profdoc.um.ac.ir/articles/a/1039923.pdf.*

Haider, Adnan & Safdar Ullah khan, S (2008). A Small Open Economy DSGE Model for Pakistan, *The Pakistan Development Review*, 47(4), pp. 963-1008.

Ibrahim, Mansor (2001). Financial Factors and the Empirical Behavior of Money Demand: A Case Study of Malaysia. *International Economic Journal*, 15(3).

Khalid, Ahmed (1999). Modelling Money Demand in Open Economies: The Case of Selected Asian Countries. *Applied Economic*s, 31, pp. 1129-1135.

Kia, Amir (2006). Deficits, Debt Financing, Monetary Policy and Inflation in Developing Countries: Internal or External Factors?: Evidence from Iran, *Journal of Asian Economic*s, 17, pp. 879-903.

Kolasa, Marcin (2008). Structural Heterogeneity or Asymmetric Shocks? Poland and the EuroArea Through the Lens of a Two-Country DSGE Model, *National Bank of Polan*d (Working Paper No. 49).

Lind´e, Jesper (2005). Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach. *Journal of Monetary Economics*, 52, pp.1135-49

Mancini Griffoli, Tommaso (2013). Dynare User Guide: An Introduction to the Solution & Estimation of DSGE Models, *http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide/Dynare-UserGuide-WebBeta.pdf*.

Mukherjee, Sanchita & Bhattacharya, Rina (2011). *Inflation Targeting and Monetary Policy Transmission Mechanisms in Emerging Market Economie*s, IMF Working Paper.

Ortiz, Guillermo (1983). Currency Substitution in Mexico:The Dollarization Problem, *Credit and Banking*,15(2), pp. 174-185.

Pfeifer, Johannes (2014). An Introduction to Graphs in Dynare, *https://sites.google.com/*

site/pfeiferecon/dynare

Pozo, Susan & Wheeler, Mark (2000). Exchange-Rate Uncertainty and Dollarization: A Structural Vector Error Correction Approach to Estimating Money Demand, *Applied Financial Economics*, 10, pp. 685-692.

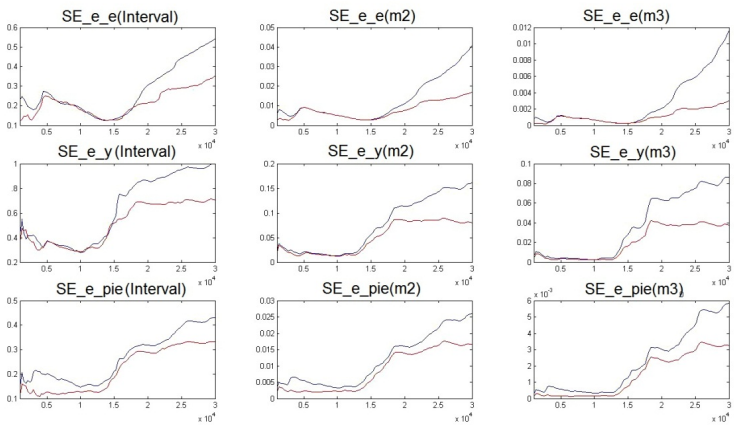
Sadeq, T. (2008). Bayesian Estimation of a DSGE Model and Optimal Monetary Policy, *EPEE, Université d.Evry Val d.Essonne (Memographed)*

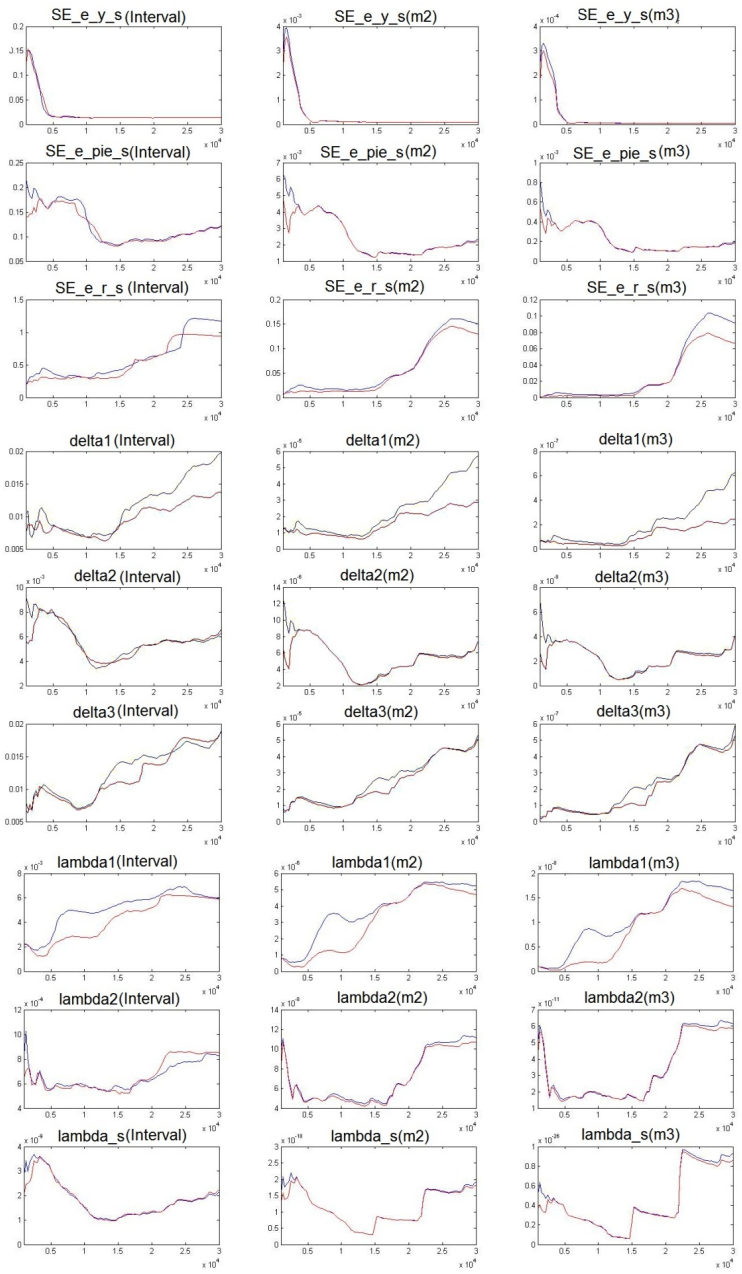
Svensson, L.E.O. & M. Woodford. (2005). *Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting*. In the Inflation Targeting Debate, by B. S Bernanke and M. Woodford, 19-83. Chicago: University of Chicago Press.

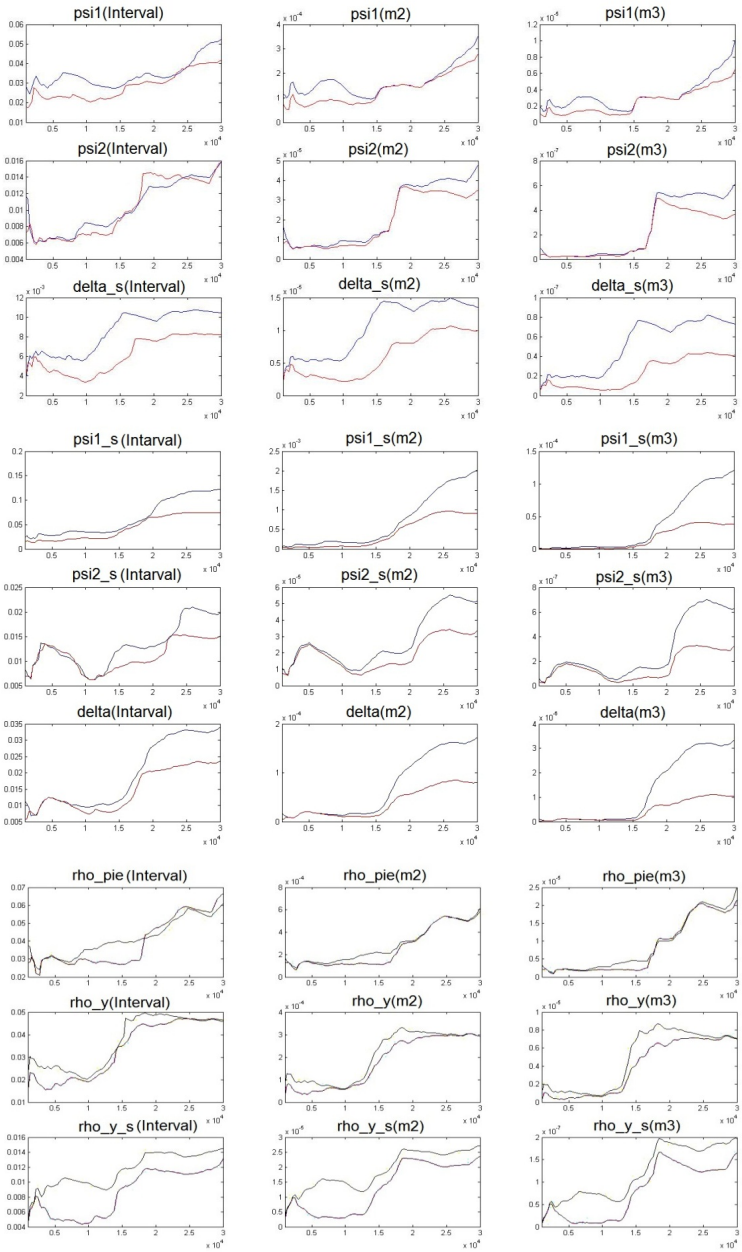
Uhlig, Harald. (1999). *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*. CentER for Economic Research, Tilburg University

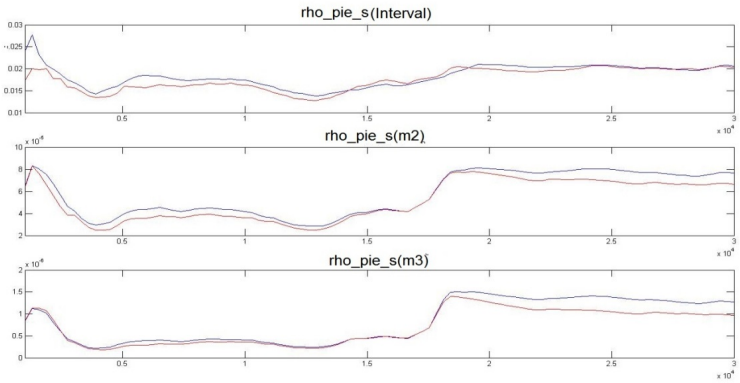
Walsh, Carl (2010). *Monetary Theory and Policy*, Third Edition, MIT Press.

پیوست:




SE_e_y_s (Interval)
SE_e_y_s(m2)
SE_e_y_s(m3)
SE_e_pie_s(Interval)
SE_e_pie_s(m2)
SE_e_pie_s(m3)
SE_e_r_s (Interval)
SE_e_r_s(m2)
SE_e_r_s(m3)
delta1 (Interval)
delta1(m2)
delta1(m3)
delta2 (Interval)
delta2(m2)
delta2(m3)
delta3 (Interval)
delta3(m2)
delta3(m3)
lambda1(Interval)
lambda1(m2)
lambda1(m3)
lambda2(Interval)
lambda2(m2)
lambda2(m3)
lambda_s(Interval)
lambda_s(m2)
lambda_s(m3)


psi1(Interval)
psi1(m2)
psi1(m3)
psi2(Interval)
psi2(m2)
psi2(m3)
delta_s(Interval)
delta_s(m2)
delta_s(m3)
psi1_s (Intarval)
psi1_s(m2)
psi1_s(m3)
psi2_s (Intarval)
psi2_s(m2)
psi2_s(m3)
delta(Intarval)
delta(m2)
delta(m3)
rho_pie (Interval)
rho_pie(m2)
rho_pie(m3)
rho_y(Interval)
rho_y(m2)
rho_y(m3)
rho_y_s (Interval)
rho_y_s(m2)
rho_y_s(m3)



نمودار۴: نمودارهای تشخیصی تک‌متغیره زنجیره مارکوف مونت کارلو