فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی ـ بانکی
سال چهاردهم، شمارهٔ ۴۷، بهار ۱۴۰۰
صفحات ۶۹ـ ۱۰۶

گذار ناقص نرخ بهره و سیاست پولی در ایران

عبدالحمید خسروی *
جعفر قادری ‡
حسین مرزبان †
پرویز رستم‌زاده §

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۰۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۶

چکیده

مکانیزم اثرگذاری نرخ سود سیاستی به این‌صورت است که ابتدا نرخ‌های سود بانکی (سپرده‌ها و تسهیلات) تغییر یافته و سپس در واکنش به آن، متغیرهای کلان اقتصادی تغییر می‌کنند. براین‌اساس، اگر گذار نرخ سود کامل باشد، آن‌گاه کارایی سیاست پولی نیز بیشتر خواهد بود و اگر گذار به‌صورت ناقص باشد، آنگاه کارایی سیاست پولی کمتر خواهد بود. هدف از مطالعهٔ حاضر بررسی گذار نرخ سود در ایران است. بدین‌منظور، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی باوجود شبکهٔ بانکی طراحی شده است. در این مدل، حجم سپرده‌ها را خانوارهای صبور تأمین می‌کنند و تسهیلات به خانوارهای غیرصبور تخصیص می‌یابد. همچنین، نرخ سود سیاستی توسط بانک مرکزی و در بازار بین‌بانکی تعیین می‌شود. با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دورهٔ ۱۳۹۸ـ ۱۳۸۸و روش برآورد بیزین، پارامترهای ساختاری این مدل برآورد شده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که گذار نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها در ایران به‌صورت ناقص برقرار است. همچنین، نتایج حاصل از شبیه‌سازی سیاست یک واحد درصد افزایش در نرخ سود سیاستی نشان می‌دهد که نرخ‌های سود سپرده‌ها و تسهیلات کمتر از یک واحد درصد افزایش می‌یابند که این ویژگی مبین کارایی پایین سیاست پولی مبتنی بر ابزار نرخ سود سیاستی در ایران است.

واژه‌های کلیدی: گذار نرخ بهره، سازوکار انتقال پولی، نرخ سود سیاستی، شکاف نرخ سود.
طبقه‌بندی JEL: E31، E32، E43، E52

* استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)؛ Hamid8054@gmail.com
† دانشیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران؛ Dr.marzban@gmail.com
‡ دانشیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران؛ jghaderi@rose shirazu.ac.ir
§ استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران؛ Parvizrostamzadeh@shiraz.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

۱ مقدمه

هدف بانک‌های مرکزی از اجرای سیاست‌های پولی تحقق اهداف کلان اقتصادی مشخص‌شده توسط سیاست‌گذاران است. در این راستا، آنچه از اهمیت بالایی برخوردار است انتخاب آن ابزار پولی است که کارایی بالایی در جهت تحقق اهداف نهایی دارد؛ و در این ساختار، منظور از کارایی میزان قابلیت اثرگذاری ابزار پولی انتخاب‌شده در اهداف نهایی سیاست‌گذار است. ازآنجاکه ابزارهای پولی به‌صورت غیرمستقیم و از طریق ایجاد تغییر در متغیرهای میانی، در متغیرهای نهایی اثرگذار می‌شوند، لذا بررسی کارایی سیاست پولی مستلزم بررسی نقش و میزان اهمیت ابزار پولی در سازوکار انتقال پولی است؛ به این مفهوم که ابزار سیاستی تا چه میزان در متغیرهای هدف میانی اثرگذار است. اثرگذاری مذکور به دو ویژگی مهم بستگی دارد: نوع ابزار و ساختار اقتصادی کشور. ابزارهای سیاستی بانک مرکزی، برحسب نوع، به دو دسته ابزارهای کمّی (نرخ سود) و ابزارهای مقداری (کل‌های پولی) تقسیم می‌شود. در دستهٔ ابزارهای کمّی، که متداول‌ترین ابزار سیاست‌گذاری پولی در دنیا محسوب می‌شود، بانک مرکزی با استفاده از نرخ سود سیاستی نسبت به تحولات اقتصاد کلان واکنش نشان می‌دهد و در دستهٔ ابزارهای مقداری، این وظیفه بر عهدهٔ شاخصی از کل‌های پولی (به‌عنوان مثال نرخ رشد پایهٔ پولی) است. در صورت انتخاب نرخ سود سیاستی به‌عنوان ابزار سیاستی، سازوکار اثرگذاری آن در متغیرهای کلان اقتصادی به این‌صورت است که با تغییر آن از سوی سیاست‌گذار پولی، ساختار هزینه و درآمد بانک‌ها نیز دچار تغییر شده و لذا بانک‌ها نیز نسبت به تغییر در نرخ‌های سود سپرده‌ها و تسهیلات خود اقدام می‌کنند و این نقطهٔ آغازین انتقال آثار سیاست پولی به متغیرهای کلان اقتصادی است، زیرا تمام برنامه‌های بخش خصوصی اقتصاد شامل مصرف، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، تشکیل سرمایه، و عرضهٔ نیروی کار تابعی از نرخ‌های سود مذکور بوده و این تأثیرپذیری در نهایت در سطح تولید و تورم (به‌عنوان اهداف نهایی اقتصاد) اثر می‌گذارد.

بنابراین، درصورتی‌که ابزار سیاستی بانک مرکزی نرخ سود باشد، آنگاه کارایی سیاست پولی وابسته به نوع ارتباط میان نرخ سود سیاستی بانک مرکزی (نرخ سود در بازار بین‌بانکی) و نرخ‌های سود در نظام بانکی کشور (نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی) است (بوند[1]، ۲۰۰۵). براین‌اساس، مفهومی تحت عنوان *گذار نرخ بهره* در ادبیات مربوط به سیاست پولی شکل‌گرفته است که تفسیر آن به این شکل است که تغییر نرخ سود سیاستی از سوی بانک

[1] Bondt

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

مرکزی، تا چه میزان باعث تغییر نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات می‌شود (بوند، ۲۰۰۵)؛ هرچه ارتباط میان تغییرات نرخ سود سیاستی با تغییرات در نرخ‌های سود بانکی کم و ضعیف باشد، گفته می‌شود که گذار نرخ بهره ناقص است و اگر روند تغییرات میان آن‌ها متناسب باشد، آن‌گاه گذار نرخ بهره کامل است. اهمیت موضوع فوق در این است که اگر گذار نرخ بهره ناقص باشد، آن‌گاه اجرای سیاست پولی با وقفهٔ زمانی بیشتر و طولانی‌تری در متغیرهای کلان اقتصادی اثر می‌گذارد و این باعث می‌شود تا اثرگذاری و کارایی سیاست پولی کاهش یابد (بینینگ و دیگران[1]، ۲۰۱۹).

بانک مرکزی، به‌عنوان سیاست‌گذار پولی کشور، نقشی غالب در بازار پول دارد و سیاست‌های خود را از طریق هدایت و جهت‌دهی به نرخ‌های سود اجرا می‌کند. بانک مرکزی از طریق تغییر در نرخ سود سیاستی، در نرخ‌های سود دارایی‌های با سررسید بلندمدت‌تر و همچنین نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات اثر می‌گذارد که البته طی زمان، درجهٔ تغییرات در این نرخ‌های سود متغیر است. اگر بانک‌های فعال در نظام بانکی کشور تصمیم داشته باشند نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها را تغییر دهند، آنگاه این رفتار در متغیرهای کلیدی اقتصاد مانند سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، و در نهایت رشد اقتصادی اثرگذار می‌شود (جرالی و دیگران[2]، ۲۰۱۰). به‌عبارت دیگر، هرچه کانال اثرگذاری نرخ سود سیاستی بانک مرکزی در نرخ‌های سود بانک‌ها سریع‌تر و کامل‌تر باشد، آنگاه مکانیزم انتقال سیاست پولی قوی‌تر شده و بنابراین می‌تواند ثبات در سطح قیمت‌ها و رشد اقتصادی را با احتمال بیشتری به‌همراه داشته باشد. نکتهٔ حائز اهمیت دیگر این است که نرخ‌های سود سپرده‌ها و تسهیلات انتخاب‌شده توسط بانک‌ها، در سودآوری و عملکرد آن‌ها اثر مستقیم دارد که این می‌تواند واجد پیامد برای عملکرد نظام بانکی و ثبات آن باشد.

میزان و سرعت اثرگذاری نرخ سود سیاستی در نرخ‌های بازدهی دارایی‌ها (مانند نرخ بازدهی اوراق مالی دولت) و نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات می‌تواند با هم متفاوت باشد. در واقع، با تغییر نرخ بهرهٔ سیاستی در بازار، در ابتدا نرخ بازدهی اوراق مالی دولت با سررسید کوتاه‌مدت تغییر می‌کند و سپس از طریق منحنی بازدهی[3]، در سایر اوراق با سررسیدهای بلندمدت نیز اثرگذار می‌شود. به‌دلیل اینکه عمدتاً بانک‌های مرکزی در نقاط پایینی منحنی بازدهی نرخ بهرهٔ خود را عملیاتی می‌کنند، لذا انتقال اثر آن به نرخ‌های بازدهی اوراق دولتی معمولاً سریع و قوی است؛ اما به‌دلیل تنوع بانک‌ها در بازار پول (از حیث منابع و مصارف و

---

[1] Binning et al.

[2] Gerali et al.

[3] Yield Curve

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

نیازهای نقدینگی)، تأثیرپذیری نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات ممکن است سریع یا زمان‌بر باشد.

بنابراین، می‌توان گفت مدت‌زمان تعدیل نرخ‌های سود بانک‌ها در واکنش به تغییر در نرخ سود سیاستی، تابعی از عوامل مختلف است که ازجملهٔ آن‌ها می‌توان به هزینهٔ تغییر نرخ برای بانک، احتمال مواجههٔ بانک با ریسک نرخ بهره، ریسک اعتباری مقابل بانک، میزان رقابت و قوانین و مقررات در بخش‌های مربوط به جذب سپرده و اعطای تسهیلات، ارتباط میان بانک‌ها و مشتریان، هزینهٔ اجرایی تغییر در نرخ سود، و میزان انفعالی‌بودن بانک در مقابل تغییرات نرخ سود سیاستی اشاره کرد.

به‌منظور تحلیل موضوع گذار نرخ بهره در ایران و بررسی مقداری آن، لازم است چند نکته مورد توجه قرار گیرد: نخست در ایران، نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات را شورای پول و اعتبار تعیین و به بانک‌ها ابلاغ می‌کند و بانک‌ها موظف به اجرای آن هستند. لذا، این ویژگی ممکن است این موضوع را در ذهن متبادر سازد که در واقع گذار نرخ بهره مطلقاً در ایران وجود ندارد. اما در پاسخ به این موضوع باید عنوان داشت که شورای پول و اعتبار حداکثر نرخ‌های سود را مشخص می‌کند و بانک‌ها می‌توانند با رعایت نرخ حداکثر، در انتخاب هر نرخی انعطاف عمل داشته باشند. دوم در سال‌های اخیر، بانک‌ها با ایجاد شرایط مختلف سعی کرده‌اند نرخ‌های سود متفاوت با نرخ‌های مصوب شورای پول و اعتبار اجرا کنند. در زمینهٔ سپرده‌ها، بانک‌ها با تعریف شرایط مختلف (سپرده‌های ویژه با سررسیدهای خاص) توانسته‌اند نرخ‌های سود حتی بیشتر از نرخ مصوب را به سپرده‌گذاران پرداخت کنند و در زمینهٔ تسهیلات، بانک‌ها با مسدودکردن بخشی از اصل تسهیلات، توانسته‌اند نرخ سود بیشتری نسبت به نرخ مصوب شورای پول و اعتبار از مشتری دریافت کنند. بنابراین، می‌توان گفت بانک‌ها از انعطاف در تعیین نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات خود برخوردارند و لذا امکان وجود گذار نرخ بهره در کشور ایران قابلِ‌بررسی است.

تفاوت اساسی مطالعهٔ حاضر با سایر مطالعات انجام‌شده در این زمینه، مانند مطالعهٔ بوند (۲۰۰۵)، در این است که در ساختار طراحی‌شدهٔ این مطالعه سعی است کانال‌های انتقال نرخ بهره به‌طور مستقیم و آشکارتری در مکانیزم مربوط به مخارج مصرفی خانوار، مخارج سرمایه‌گذاری، فرایند تشکیل سرمایه، و تقاضا برای تسهیلات بانکی لحاظ شود و لذا در طراحی بخش خانوار، نرخ‌های خرد نظام بانکی شامل نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات در معادلات حاصل از استخراج شرایط بهینهٔ مرتبهٔ اول به‌طور مستقیم ظاهر شده‌اند و این ویژگی کمک می‌کند تا در بررسی ارتباط میان نرخ سود سیاستی و نرخ‌های خرد بانکی، اهمیت نوع ارتباط میان آن‌ها با متغیرهای کلان با دیدگاه جدیدی موردبررسی قرار گیرد،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

درحالی‌که در مطالعات پیشین از این امکان و این شیوهٔ بررسی استفاده نشده است. لیکن همانند سایر مطالعات این حوزه، ارتباط کمی میان نرخ‌های سود خرد بانکی با نرخ سود سیاستی مورد اشاره قرارگرفته و ساختار تحلیلی بر این مبنا شکل گرفته است که چه ارتباطی میان آن‌ها وجود دارد؛ به این مفهوم که آیا این ارتباط یک‌به‌یک است یا خیر.

در ساختار طراحی‌شده، برخلاف سایر مطالعات این حوزه، خانوارها به دو دسته تقسیم می‌شوند: دستهٔ اول خانوارهای صبور هستند که علاوه بر نگهداری سکه و اسکناس، بخشی از ثروت خود را به‌صورت سپردهٔ بانکی نگهداری می‌کنند و بخشی دیگر از ثروت خود را صرف خرید سرمایه و مخارج سرمایه‌گذاری می‌کنند و بنابراین بازدهی ثروت آن‌ها متأثر از نرخ بهرهٔ سپرده و نرخ بازدهی سرمایه است. دستهٔ دوم شامل خانوارهای غیرصبور است که مخارج آن‌ها صرفاً شامل هزینه‌های خرید کالاهای مصرفی بوده و ثروت مازاد بابت خرید کالاهای سرمایه‌ای و سپرده‌گذاری در بانک‌ها ندارند. این دسته از خانوارها به‌منظور تأمین هزینه‌های موردنیاز خود، در هر دوره از بانک‌ها تسهیلات بانکی اخذ می‌کنند و لذا نرخ سود تسهیلات در تخصیص منابع آن‌ها به‌طور مستقیم وارد می‌شود.

لذا با توجه به موارد یادشده، هدف از مطالعهٔ حاضر بررسی امکان وجود گذار ناقص نرخ بهره در ایران است. بدین‌منظور در این مطالعه از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به‌منظور تصریح یک الگوی ساختاری برای اقتصاد ایران استفاده شده است. این الگو شامل بخش‌های خانوار، بنگاه، بانک مرکزی، دولت، و نظام بانکی است و پارامترهای ساختاری آن با استفاده از روش بیزین برآورد شده است. سپس با استفاده از پارامترهای برآوردشده، گذار نرخ بهره در ایران موردارزیابی قرار می‌گیرد. سامان‌دهی مقاله به این‌صورت است که ابتدا در بخش ۲ مبانی نظری الگو ارائه می‌شود؛ سپس در بخش ۳، پیشینهٔ تحقیق و در بخش ۴ مدل مورداستفاده و نتایج برآورد آن موردبررسی قرار می‌گیرد؛ در خاتمه، در بخش ۵ نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

۲ مبانی نظری

در این قسمت به‌منظور نشان‌دادن اهمیت موضوع، ابتدا کانال‌های انتقال نرخ بهره و سپس ارتباط کمّی و کیفی میان نرخ سود سیاستی و نرخ‌های خرد نظام بانکی بررسی می‌شود.

۲. ۱ کانال‌های انتقال نرخ بهره

کانال انتقال تأثیرات نرخ بهره به پنج کانال اصلی تقسیم می‌شود که در این قسمت این کانال‌ها به‌اختصار بررسی می‌شود. اولین کانال، کانال نرخ ارز است. مطابق با این کانال، با

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

اجرای سیاست پولی انبساطی و افزایش حجم پول، نرخ بهرهٔ حقیقی کاهش می‌یابد. زمانی‌که نرخ بهرهٔ حقیقی در کشور کاهش می‌یابد، سپرده‌های بانکی برحسب پول داخلی نسبت به سپرده‌های ارزهای خارجی جذابیت کمتری دارد و در نتیجه جریان سرمایه به‌سمت سپرده‌ها برحسب پول داخلی کاهش می‌یابد. کاهش تقاضای سپرده‌های داخلی، کاهش ارزش پول داخلی را موجب می‌شود و این به مفهوم تضعیف پول ملی است. به‌عبارتی، نرخ ارز اسمی یا هر واحد پول داخلی به‌ازای هر واحد پول خارجی افزایش می‌یابد. دومین کانال، مسیر قیمت دارایی است که خود به دو دسته کانال q- توبین و کانال ثروت تقسیم می‌شود. مطابق با کانال q- توبین، با اجرای سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ بهره، مردم پول بیشتری برای خرج‌کردن نسبت به آنچه می‌خواهند، در اختیار دارند. لذا یکی از جاهایی که می‌توانند سرمایه‌گذاری کنند بازار سهام است؛ پس می‌توانند سهام بیشتری بخرند و در نتیجه تقاضا برای سهام، و در نتیجهٔ آن، قیمت سهام افزایش می‌یابد و ازآنجاکه قیمت سهام مقدار q- توبین را افزایش می‌دهد، لذا مخارج سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن تولید کل افزایش می‌یابد. مکانیزم انتقال سیاست پولی از کانال قیمت سهام بر مخارج مصرفی را که به کانال اثر ثروت مشهور است، می‌توان به این‌صورت بیان کرد که وقتی قیمت سهام براثر اجرای سیاست پولی انبساطی افزایش می‌یابد، ارزش ثروت مالی فرد افزایش می‌یابد؛ منابع طول دورهٔ زندگی مصرف‌کنندگان زیادتر می‌شود، و این باعث افزایش مصرف آن‌ها می‌شود و از طریق افزایش تقاضای کل، تولید تحریک می‌شود و در نتیجه افزایش می‌یابد.

سومین کانال، کانال اعتبارات است؛ کانال اعتباری از طریق دو کانال قرض‌دهی (وام‌دهی) بانکی و کانال ترازنامه موجب اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد می‌شود. مطابق با کانال قرض‌دهی (وام‌دهی) بانکی، سیاست پولی انقباضی ذخایر و سپرده‌های بانک‌ها را کاهش می‌دهد و در نتیجه منابع در دسترس بانک‌ها برای اعطای تسهیلات کاهش می‌یابد. بنابراین، بانک‌ها نیز از طریق کاهش در وام‌های بانکی، کاهش در سپرده‌ها را جبران می‌کنند. این موضوع با محدودکردن وجوه سرمایهٔ در گردش بنگاه‌ها، موجب می‌شود قرض‌گیرندگان مخارج سرمایه‌گذاری و مصرف‌کنندگان مخارج مصرفی را کاهش دهند که در نتیجه تقاضای کل و تولید کل کاهش می‌یابد. کانال ترازنامه شبیه کانال قرض‌دهی بانکی است. این کانال با توجه به ساختار ترازنامهٔ بانک‌ها اثرگذاری خود را در کل اقتصاد داشته و بیشتر بر طرف دارایی‌های بانکی در ترازنامه تمرکز دارد.

چهارمین کانال اثرگذار کانال انتظارات است. مطابق با این کانال، تغییر در سیاست پولی (به‌خصوص تغییر در نرخ بهره)، با تغییر در تورم انتظاری و درآمد انتظاری می‌تواند در انتظارات افراد جامعه و آیندهٔ فعالیت‌های اقتصادی مؤثر باشد. بانک مرکزی می‌تواند از طریق

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

تأثیر در انتظارات سرمایه‌گذاران، مصرف‌کنندگان، و فعالان بازارهای مالی، در تقاضای کل اثرگذار باشد. عملکرد کانال انتظارات در مکانیزم انتقال سیاست پولی به چند عامل بستگی دارد: اول، انتظارات عاملین اقتصادی در مورد نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ دستمزد، شاخص قیمت سهام و تولید؛ دوم، درجهٔ اعتبار و قابلِ‌اعتمادبودن بانک مرکزی. مطابق معادلهٔ فیشر، نرخ بهرهٔ حقیقی برابر است با نرخ بهرهٔ اسمی منهای تورم انتظاری. مکانیزم انتظارات، به انتظارات درون‌یاب (ایستا، یعنی براساس پیش‌بینی‌های درون نمونه‌ای یک دورهٔ قبل)، تطبیقی، و عقلایی بستگی دارد.

۲. ۲ ارتباط میان نرخ سود سیاستی با نرخ‌های سود خرد نظام بانکی

درحال حاضر، عمدهٔ بانک‌های مرکزی در کشورهای مختلف دنیا سیاست پولی خود را از طریق عملیات بازار باز و به‌منظور اثرگذاری در نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت اجرا می‌کنند. با توجه به وضعیت نقدینگی روزانهٔ بازار پول، بانک مرکزی از ذخایر خود برای جبران کسری نقدینگی بانک‌ها و با نرخ رسمی بازار استفاده می‌کند. این ایده وجود دارد که با تعیین نرخ سود بانک مرکزی، آثار آن به نرخ‌های سود در بازار پول، نرخ سود سپرده‌ها، و نرخ‌های سود تسهیلات منتقل می‌شود و در صورتی ابزار پولی بانک مرکزی به‌طور مؤثری مسیر آتی نرخ تورم و تولید را تغییر می‌دهد که تغییرات نرخ‌های سود بازار پول با نرخ سود بانک مرکزی نزدیک به هم باشد. به‌عبارت دیگر، سیاست پولی در صورتی کارآمد است که در طول یک افق زمانی منطقی، تغییرات نرخ سود سیاستی به نرخ‌های سود نظام بانکی انتقال یابد.

به‌منظور بیان ارتباط منطقی میان نرخ سود سیاستی و نرخ‌های سود نظام بانکی، از رهیافت هزینه‌ها که در شاخهٔ اقتصاد صنعتی کاربرد متداولی دارد، استفاده می‌شود. موضوع *گذار* در ادبیات مربوط به سازمان‌دهی صنعتی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا با استفاده از آن می‌توان به بررسی این موضوع پرداخت که چگونه در بازارها، هزینه‌ها در قیمت‌ها منعکس می‌شوند. به‌طور مشابه، انعکاس تغییرات نرخ سود سیاستی در نرخ‌های سود بانکی همانند بحث گذار هزینه‌ها در سازمان‌دهی صنعتی است؛ با این تفاوت که در گذار نرخ بهره، بحث کارایی سیاست پولی مطرح می‌شود (بوند، ۲۰۰۵).

با استفاده از مفهوم رهیافت هزینهٔ سازمان‌دهی صنعتی، می‌توان گذار نرخ بهره از بازار به نرخ‌های سود بانکی را موردبررسی قرار داد. براساس این رهیافت، نرخ سود سیاستی منعکس‌کنندهٔ هزینه فرصت یا هزینهٔ نهایی منابع است، زیرا بانک‌ها از آن برای قرض/استقراض در کوتاه‌مدت استفاده می‌کنند. همچنین، این نرخ هزینه فرصت سپرده‌گذاری خانوار و بنگاه‌ها را در مقابل خرید اوراق بدهی دولت نشان می‌دهد. نرخ‌گذاری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

بانک‌ها تابعی از تاریخ سررسید و میزان ریسک مقابل با فعالیت‌های بانکداری است. براساس نظریهٔ موجود، ارتباط میان نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات با نرخ سود بازار بین‌بانکی به‌صورت مستقیم است که می‌توان آن را به‌صورت زیر در نظر گرفت (روسیس[1]، ۱۹۸۵):

$$i_t^R = \alpha + \beta i_t^M$$

که i_t^R و i_t^M به‌ترتیب نرخ سود بانک‌ها و نرخ سود بازار بین‌بانکی است. پارامتر β ضریب گذار بلندمدت و α مارک‌آپ بانک است. اگر بازارها کامل (اطلاعات کامل و رقابت کامل) و بانک‌ها از نظر ریسک خنثی باشند، آنگاه $\beta = 1$ است که مبین گذار کامل نرخ بهره است و اگر $\beta < 1$ باشد، مبین گذار ناقص نرخ بهره است. لیکن انتظار می‌رود به‌دلیل ریسک‌گریزی بانک‌ها، وجود قوانین نظارتی، هزینه‌بربودن تعدیل نرخ‌های سود، و زمان‌بربودن تغییر در نرخ‌های سود، در واقعیت شاهد گذار ناقص نرخ بهره باشیم.

۳ پیشینهٔ تحقیق

در زمینهٔ گذار نرخ بهره در کشور ایران تاکنون مطالعه‌ای انجام نگرفته است و لذا در این قسمت صرفاً به برخی مطالعات خارجی اشاره می‌شود. در خصوص گذار نرخ سود تسهیلات بانکی، مطالعات مربوط به میانه‌های دههٔ ۱۹۹۰ به بعد نشان داده‌اند که در کوتاه‌مدت تغییرات در نرخ سود سیاستی به‌طور کامل در نرخ سود تسهیلات منعکس نمی‌شود، اما در بلندمدت مقدار گذار افزایش می‌یابد (کوتارلی و دیگران[2]، ۱۹۹۴). کوتارلی و دیگران معتقدند چسبندگی نرخ‌های سود تسهیلات بانکی نسبت به نرخ‌های بازار پول مانع جدی انتقال آثار سیاست پولی محسوب می‌شود. در این مطالعه، ویژگی‌های ساختاری نظام مالی که چسبندگی را به‌دنبال دارند، مورد اشاره قرارگرفته است که ازجملهٔ آن‌ها وجود موانع رقابت، درجهٔ توسعهٔ بازارهای مالی، و ساختار مالکیت نظام بانکی است. لذا در این مقاله، به آثار سیاست‌های مالی ساختاری و سیاست پولی و همچنین اهمیت بازارهای اعتبارات در مکانیزم انتقال پولی پرداخته شده است.

همچنین، مطالعهٔ کلیمایر و دیگران[3] (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که این ویژگی برای تعداد زیادی از کشورهای دنیا برقرار است. در این مطالعه، مشاهدهٔ جدید در خصوص بازار بانکداری خرد و اعطای اعتبارات به مصرف‌کننده مورد اشاره قرارگرفته است. با توجه به تنوع اعتبارات

---

[1] Rousseas

[2] Cottarelli et al.

[3] Kleimeier et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

پرداختی به مصرف‌کنندگان در اروپا، نویسندگان فرضیه برابری نرخ‌های سود این اعتبارات را رد کرده‌اند و در عوض نرخ اعتبار برای هر کشور را استخراج کرده‌اند.

موژون[1] (۲۰۰۰) نیز در مطالعهٔ خود نشان می‌دهد که اگرچه گذار نرخ بهرهٔ تسهیلات در کوتاه‌مدت آهسته و کم است، در بلندمدت کامل خواهد بود. موژون در مطالعهٔ خود تفاوت‌های ساختار مالی در میان کشورهای حوزهٔ اروپا و نتایج ناشی از آن را برای کانال نرخ بهرهٔ مکانیزم انتقال پولی مورد ارزیابی قرار داده است. براین‌اساس، این مقاله گذار نرخ‌های بازار پول به نرخ‌های مختلف خرد بانکی را بررسی کرده و نشان داده که چگونه این ارتباط در طول ادوار مختلف تغییر کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در صورت اجرای یک سیاست پولی واحد، عدم تقارن میان کشورها در طول زمان کاهش می‌یابد. همچنین، این مطالعه نشان می‌دهد که رقابت میان بانک‌ها باعث کاهش عدم تقارن سیکل نرخ بهره در فرایند گذار می‌شود. همچنین در زمینهٔ گذار مربوط به نرخ سود سپرده، موژون (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که گذار نرخ بهرهٔ سپرده‌ها در کوتاه‌مدت ناقص است که این ویژگی مخصوصاً برای سپرده‌های سرمایه‌گذاری بیشتر خود را نشان می‌دهد. همچنین، مقررات‌زدایی بانک‌ها می‌تواند باعث افزایش گذار نرخ سود سپرده‌ها شود، اگرچه در گذار نرخ سود تسهیلات اثری ندارد.

بینینگ و دیگران (۲۰۱۹) در مطالعهٔ خود گذار ناقص و نامتقارن نرخ بهره را بررسی کرده‌اند. نویسندگان از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که شامل بخش بانکی بوده استفاده کرده‌اند تا گذار ناقص و نامتقارن در نرخ‌های بهره را تشریح کنند و توضیح دهند. این مدل با استفاده از داده‌های دورهٔ ۱۹۸۵-۲۰۱۶ امریکا و روش بیزین برآورد شده است. یافته‌های حاصل از برآورد این مدل نشان می‌دهد که گذار نرخ بهره در کوتاه‌مدت همراه با تأخیر و در بلندمدت به‌صورت ناقص است. براین‌اساس، سیاست پولی تحت گذار ناقص کارایی کمتری دارد. همچنین، این نویسندگان نشان می‌دهند که رفتار گذار در بازار تسهیلات متفاوت با بازار سپرده‌هاست.

در مطالعات مبتنی بر سازمان‌دهی صنعتی، رفتار قیمت‌گذاری بانک‌ها با استفاده از داده‌های بانکی موردبررسی قرار گرفته است. تمرکز این دسته از مطالعات بر ارتباط میان حاشیهٔ نرخ سود بانک و ساختار بازاری شبکهٔ بانکی است (کورویزر و دیگران[2]، ۲۰۰۲).

---

[1] Mojon

[2] Corvoisier et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

مهم‌ترین یافتهٔ این دسته از مطالعات این است که رفتار قیمت‌گذاری بانک‌ها وابسته به درجهٔ رقابت در بخش‌های مختلف بانکداری است. کورویزر و دیگران در مطالعه به این نکته اشاره دارند که جریان فعلی ادغام در حوزهٔ یورو ناشی از طرح این پرسش است که آیا افزایش در تمرکز، افزایش رقابت در حوزهٔ بانکداری اروپا را خنثی می‌کند یا خیر. این سؤال از طریق برآورد یک مدل کورنات[1] ساده قیمت‌گذاری مورد آزمون قرار گرفته است. یافته این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش تمرکز در زمینه تسهیلات و سپرده‌های بانکی، می‌تواند به رقابت کمتر قیمت‌گذاری توسط بانک‌ها منجر شود.

۴ بیان مدل

الگوی مورداستفاده در این مقاله یک مدل لگاریتم-خطی‌شده براساس مطالعهٔ اسمیت و وترز[2] (۲۰۰۳) است که بخش دولت و بانک مرکزی آن با توجه ویژگی‌های اقتصاد ایران تعمیم یافته است. مدل شامل پنج بخش خانوار، بنگاه، دولت، بانک مرکزی، و بانک می‌شود که ویژگی یک اقتصاد باز کوچک برای آن لحاظ شده است. معادلات ساختاری مربوط به هر واحد با استفاده از مبانی اقتصاد خرد و بهینه‌سازی اهداف آن‌ها استخراج شده و از کنار هم قراردادن این معادلات ساختاری با معادلات رفتاری مربوط به بخش دولت و بانک مرکزی، سیستم معادلات الگو مشخص می‌شود.

۴ . ۱ خانوار

در این الگو، خانوارها به دو دسته تقسیم می‌شوند: خانوارهای صبور[3] و غیرصبور[4]. تفاوت خانوارهای صبور و غیرصبور در این است که خانوارهای صبور از پس‌انداز خود جهت ایجاد سپردهٔ بانکی و سرمایه‌گذاری (تشکیل سرمایه) استفاده می‌کنند؛ اما خانوارهای غیرصبور با اخذ تسهیلات بانکی، بخشی از منابع موردنیاز مخارج مصرفی خود را تأمین می‌کنند. بنابراین در این مدل، فرایند تشکیل سپرده‌های بانکی و اخذ تسهیلات بانکی از کانال خانوارها انجام می‌شود. برای هر دو حالت خانوارهای صبور و غیرصبور، فرض می‌شود یک تعداد پیوستهٔ خانوار با عمر بی‌نهایت وجود دارد که هدف آن‌ها حداکثرکردن تابع مطلوبیت در طول یک

---

[1] Cournot
[2] Smets & Wouters
[3] Patient
[4] Impatient

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

افق زمانی بی‌نهایت است. همچنین، فرض می‌شود تقاضای پول برای هر دو خانوار صبور و غیرصبور یکسان بوده، اما میزان مصرف و عرضهٔ نیروی کار آن‌ها متفاوت است.

۴. ۱. ۱ خانوارهای صبور

تابع مطلوبیت خانوار نوعی صبور به‌صورت رابطهٔ (۱) فرض می‌شود:

$$U_t = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\varepsilon_t^u\left[\frac{(C_{p,t}-hC_{p,t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\frac{(M_{p,t}/P_t)^{1-\varpi}}{1-\varpi}-\frac{L_{p,t}^{1+\varphi_L}}{1+\varphi_L}\right] \quad (۱)$$

که β_t عامل تنزیل ذهنی، $C_{p,t}$ مصرف فرد صبور، $M_{p,t}$ تراز اسمی پول (که صرفاً شامل سکه و اسکناس در گردش است)، P_t سطح عمومی قیمت، $L_{p,t}$ زمان کاری فرد صبور، σ معکوس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف، h پارامتر ثبات عادت[1]، ϖ کشش تقاضای پول، φ_L معکوس کشش عرضهٔ کار، و ε_t^u تکانهٔ ترجیحات خانوار است. قید بودجهٔ خانوار به‌صورت رابطهٔ (۲) در نظر گرفته می‌شود:

$$\begin{aligned} P_tC_{p,t}+D_t+M_{p,t}+I_t \le W_{p,t}L_{p,t}+M_{p,t-1}+\left(1+r_{t-1}^d\right)d_{t-1} \\ +r_t^kZ_tK_{t-1}-\psi(z_t)K_{t-1}+TR_t-T_t \end{aligned} \quad (۲)$$

مطابق با این رابطه، هزینه‌های خانوار شامل مصرف کالا و خدمات، حجم سپرده‌گذاری در بانک (D_t)، مخارج سرمایه‌گذاری (I_t)، و تراز پول است. همچنین، $W_{p,t}$ دستمزد عرضهٔ کار خانوار صبور، r_t^d نرخ بهرهٔ اسمی سپرده نزد بانک، r_t^k نرخ بهرهٔ حقیقی سرمایه، K_t حجم سرمایه، Z_t نرخ کاربری سرمایه، TR_t پرداخت انتقالی، و T_t مالیات پرداختی است. با توجه به اینکه خانوارهای صبور بخشی از منابع خود را سرمایه‌گذاری می‌کنند، بنابراین فرایند تشکیل سرمایه که از محل منابع این دسته از خانوارهاست، دومین قید مقابل آن‌ها را شکل می‌دهد:

[1] Habit Persistence

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t\left(1 - S\left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}}\right)\right) \quad (۳)$$

که در رابطهٔ فوق، $S(.)$ تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری و ε_t^I تکانهٔ سرمایه‌گذاری است. با درنظرگرفتن اینکه 0<S<1 قرار دارد، بنابراین تنها بخشی از سرمایه‌گذاری به سرمایه تبدیل می‌شود. این فرض سازگار با اصل پذیرفته‌شدهٔ وجود وقفهٔ زمانی میان سرمایه‌گذاری و تشکیل سرمایه است.[۱] هدف خانوار حداکثرکردن تابع مطلوبیت (۱) نسبت به دو قید (۲) و (۳) است و از حل این مسئله مسیر بهینهٔ مصرف، میزان بهینهٔ نگهداری سپردهٔ بانکی، تقاضای بهینهٔ تراز حقیقی پول، مخارج بهینهٔ سرمایه‌گذاری، و نرخ بهینهٔ به‌کارگیری سرمایه مشخص می‌شود. تابع لاگرانژ این مسئله به‌صورت رابطهٔ (۴) است:

(۴)

$$L = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left\{\varepsilon_t^u\left[\frac{(C_{p,t}-hC_{p,t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(M_{p,t}/P_t)^{1-\varpi}}{1-\varpi} - \frac{L_{p,t}^{1+\varphi_L}}{1+\varphi_L}\right] + \lambda_t\left[W_{p,t}L_{p,t} + (m_{p,t-1}/\Pi_t) + ((1+r_{t-1}^d)/\Pi_t)d_{t-1} + r_t^k Z_t K_{t-1} - \psi(z_t)K_{t-1} + tr_t - t_t - (C_{p,t} + d_t + m_{p,t} + I_t)\right] + \mu_t\left[(1-\delta)K_{t-1} + I_t\left(1 - S\left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}}\right)\right) - K_t\right]\right\}$$

که در رابطهٔ (۴) حروف کوچک نشان‌دهندهٔ مقادیر حقیقی متغیرها، λ_t ضریب لاگرانژ مرتبط با قید بودجه، و μ_t ضریب لاگرانژ مربوط به رابطهٔ انباشت سرمایه است. براین‌اساس، شرایط بهینهٔ مرتبهٔ اول عبارت است از:

[۱] کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲) در مقالهٔ مشهور خود از این فرض به نام Time to Build یاد می‌کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$\frac{\partial L}{\partial C_{p,t}} = 0 \Longrightarrow \varepsilon_t^u (C_{p,t} - H_t)^{-\sigma_c} = \lambda_t$$
$$\frac{\partial L}{\partial m_{p,t}} = 0 \Longrightarrow \varepsilon_t^u m_{p,t}^{-\sigma_m} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\Pi_{t+1}} = 0$$
$$\frac{\partial L}{\partial d_t} = 0 \Rightarrow -\lambda_t + \beta\left(1 + r_t^d\right)\frac{E\lambda_{t+1}}{\Pi_{t+1}} = 0$$
$$\frac{\partial L}{\partial I_t} = 0 \Rightarrow -\lambda_t + \mu_t - \varepsilon_t^I \mu_t S\left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}}\right) - \varepsilon_t^I \mu_t I_t \frac{1}{I_{t-1}} S'\left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}}\right) + \beta E \mu_{t+1} (\frac{I_{t+1}}{I_t})^2 S'\left(\frac{\varepsilon_{t+1}^I I_{t+1}}{I_t}\right) = 0$$
$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = 0 \Rightarrow r_t^k = \psi'(z_t)$$
$$\frac{\partial L}{\partial K_t} = 0 \Rightarrow \beta^{t+1}\left[\lambda_{t+1}\left(r_{t+1}^k z_{t+1} - \psi(z_{t+1})\right) + \mu_{t+1}(1-\delta)\right] - \beta^t \mu_t = 0$$

با توجه به اینکه در این مطالعه از مدل خطی‌شده به‌منظور برآورد پارامترهای ساختاری استفاده می‌شود، لذا شرایط بهینهٔ مرتبهٔ اول حول نقطهٔ وضعیت پایدار، خطی می‌شوند که متغیرها با علامت (^) نشان‌دهندهٔ انحراف لگاریتمی متغیرها از سطح وضعیت پایدار است:

$$\hat{C}_{p,t} = \frac{h}{1+h}\hat{C}_{p,t-1} + \frac{1}{1+h}E_t\hat{C}_{p,t+1} - \frac{1-h}{\sigma_c(1+h)}\left(\hat{r}_t^d - E_t\hat{\pi}_{t+1}\right) \quad (۵)$$
$$\widehat{m}_{p,t} = \frac{\sigma_c}{\sigma_m}\left[\frac{1}{1-h}\hat{c}_t - \frac{h}{1-h}\hat{c}_{t-1}\right] - \frac{1}{\sigma_m}\frac{1}{\bar{\imath}}\hat{\imath}_t + \varepsilon_t^m \quad (۶)$$
$$\hat{I}_t = \frac{1}{\varphi(1+\beta)}\hat{q}_t + \frac{1}{1+\beta}\hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E\hat{I}_{t+1} + \varepsilon_t^I \quad (۷)$$
$$\hat{q}_t = -\left(\hat{r}_t^d - E_t\hat{\pi}_{t+1}\right) + \frac{1-\delta}{1+\bar{r}^k-\delta}\hat{q}_{t+1} + \frac{\bar{r}^k}{1+\bar{r}^k-\delta}\hat{r}_{t+1}^k \quad (۸)$$

۴ .۱ .۲ خانوارهای غیرصبور

تابع مطلوبیت خانوار نوعی غیرصبور به‌صورت رابطهٔ (۱۳) فرض می‌شود:

$$U_t = E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t \varepsilon_t^u \left[\frac{(C_{ip,t})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(M_{ip,t}/P_t)^{1-\varpi}}{1-\varpi} - \frac{L_{ip,t}^{1+\varphi_L}}{1+\varphi_L}\right] \quad (۹)$$

که $C_{ip,t}$ مصرف، $M_{ip,t}$ تراز اسمی (صرفاً سکه و اسکناس) و $L_{ip,t}$ زمان کاری فرد غیرصبور است. قید بودجهٔ این فرد به‌صورت رابطهٔ (۱۴) در نظر گرفته می‌شود:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$P_t C_{ip,t} + M_{ip,t} + \left(1 + r_{t-1}^b\right) B_{t-1} \leq W_{ip,t} L_{ip,t} + M_{ip,t-1} + B_t + TR_t - T_t \quad (۱۰)$$

که $W_{ip,t}$ دستمزد خانوار غیرصبور، r_t^b نرخ سود تسهیلات دریافتی توسط فرد غیرصبور، و B_t میزان تسهیلات دریافت‌شده است که فرض می‌شود کوتاه‌مدت و با سررسید یک‌ساله است. براین‌اساس، $\left(1 + r_{t-1}^b\right) B_{t-1}$ بازپرداخت اصل و سود تسهیلات دورهٔ قبل است. هدف خانوار حداکثرکردن تابع مطلوبیت (۹) نسبت به قید بودجه (۱۰) است و از حل این مسئله مسیر بهینهٔ مصرف، تقاضا برای تسهیلات، و تقاضای بهینهٔ تراز حقیقی پول مشخص می‌شود. تابع لاگرانژ این مسئله به‌صورت رابطهٔ (۱۱) است:

$$L = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \varepsilon_t^u \left[\frac{(C_{ip,t})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(M_{ip,t}/P_t)^{1-\varpi}}{1-\varpi} - \frac{L_{ip,t}^{1+\varphi_L}}{1+\varphi_L} \right] + \lambda_t \left[W_{ip,t} L_{ip,t} + (m_{ip,t-1}/ \Pi_t) + b_{t-1} + tr_t - t_t - \left(C_{ip,t} + \left(\left(1 + r_{t-1}^b\right)/\Pi_t\right) b_t + m_{ip,t}\right) \right] \right\} \quad (۱۱)$$

که در رابطهٔ (۱۱) حروف کوچک نشان‌دهندهٔ مقادیر حقیقی است. براین‌اساس، شرایط بهینهٔ مرتبهٔ اول عبارت است از:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{ip,t}} = 0 \Longrightarrow \varepsilon_t^u (C_{ip,t})^{-\sigma_c} = \lambda_t$$
$$\frac{\partial L}{\partial m_{ip,t}} = 0 \Longrightarrow \varepsilon_t^u m_{ip,t}^{-\sigma_m} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\Pi_{t+1}} = 0$$
$$\frac{\partial L}{\partial b_t} = 0 \Rightarrow \lambda_t - \beta\left(1 + r_t^b\right) \frac{E \lambda_{t+1}}{\Pi_{t+1}} = 0$$

خطی‌شدهٔ معادلات فوق به‌صورتی‌که متغیرها در حالت انحراف لگاریتمی از سطح وضعیت پایدار باشند، به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{C}_{ip,t} = E_t \hat{C}_{ip,t+1} - \frac{1}{\sigma_c}\left(\hat{r}_t^b - E_t \hat{\pi}_{t+1}\right) \quad (۱۲)$$
$$\widehat{m}_t = \frac{\sigma_c}{\sigma_m} \hat{c}_t - \frac{1}{\sigma_m} \frac{1}{\bar{\imath}} \hat{\imath}_t + \varepsilon_t^m \quad (۱۳)$$

۴. ۲ اتحادیهٔ کار، عرضهٔ نیروی‌کار، و معادلهٔ تعیین دستمزد

۴. ۲. ۱ خانوارهای صبور

در این مدل، فرض می‌کنیم در هر دوره یک اتحادیهٔ کارگری وجود دارد که نسبت به گردآوری نیروی‌کار هر دو خانوار صبور و غیرصبور اقدام کرده است و آن را در قالب شاخص کلی زیر ارائه می‌دهد:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$L_t = \left[\alpha_p L_{p,t}^{1/(1+\gamma_w)} + (1-\alpha_p) L_{ip,t}^{1/(1+\gamma_w)}\right]^{1+\gamma_w} \quad (۱۴)$$

که در این رابطه، γ_w کشش جانشینی میان دو نوع نیروی‌کار است. براین‌اساس، میزان تقاضای اتحادیه برای هر واحد نیروی‌کار به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$L_{p,t} = \alpha_p \left(\frac{W_{p,t}}{W_t}\right)^{-(1+\gamma_w)/\gamma_w} L_t \ , \ L_{ip,t} = (1-\alpha_p)\left(\frac{W_{ip,t}}{W_t}\right)^{-(1+\gamma_w)/\gamma_w} L_t \quad (۱۵)$$

که W_t شاخص عمومی دستمزد بوده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_t = \left[\alpha_p W_{p,t}^{-1/\gamma_w} + (1-\alpha_p) W_{ip,t}^{-1/\gamma_w}\right]^{-\gamma_w} \quad (۱۶)$$

خانوارهای صبور به دو دسته تقسیم می‌شوند: دستهٔ اول آن قسمت از خانوارهایی است که با احتمال $1-\xi_w$ دستمزد خود را در هر دوره به‌صورت بهینه تعیین می‌کنند. این دسته از خانوارها دستمزد اسمی خود را به‌نحوی انتخاب می‌کنند که تابع هدف آن‌ها نسبت به قید بودجهٔ بین‌دوره‌ای و تابع تقاضای (۱۵) حداکثر شود. دستهٔ دوم خانوارهایی است که دستمزد خود را براساس تورم دورهٔ قبل تعدیل می‌کنند. سایر خانوارهایی که دستمزد خود را به‌صورت بهینه تعیین نمی‌کنند، براساس رابطهٔ زیر آن را تعدیل می‌کنند:

$$w_{p,t} = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\iota_w} w_{p,t-1} \quad (۱۷)$$

که ι_w درجهٔ تعدیل نسبت به نرخ تورم است. براین‌اساس، دستمزد نیروی‌کار خانوار صبور به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\widehat{w}_{p,t} = \frac{1}{1+\beta}\widehat{w}_{p,t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}\left(E\left(\widehat{w}_{p,t+1}\right) + E(\widehat{\pi}_{t+1})\right) - \frac{1+\iota_w\beta}{1+\beta}\widehat{\pi}_t + \frac{\iota_w}{1+\beta}\widehat{\pi}_{t-1} - \frac{1}{1+\beta}\frac{(1-\xi_w)(1-\beta\xi_w)}{\xi_w}\hat{\mu}_t^w + \varepsilon_t^w \quad (۱۸)$$

$$\hat{\mu}_t^w = \widehat{w}_t - \sigma_l \hat{l}_t - \sigma_c \hat{c}_t \quad (۱۹)$$

برای خانوار غیرصبور، فرض می‌شود همهٔ خانوارها براساس تورم دورهٔ قبل دستمزد دورهٔ بعد خود را تعیین می‌کنند و لذا داریم:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$w_{ip,t} = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\iota_w} w_{ip,t-1}{}^{\alpha_c} \quad (۲۰)$$

که در این رابطه، α_c نسبت خانوارهای غیرصبور از کل خانوارهاست و در نتیجه خطی‌شدهٔ رابطهٔ دستمزد برای خانوارهای غیرصبور به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$\widehat{w}_{ip,t} = \alpha_c \widehat{w}_{ip,t-1} + \iota_w \widehat{\pi}_{t-1} - \widehat{\pi}_t \quad (۲۱)$$

۴. ۳ بنگاه تولیدکننده

در این مطالعه، بنگاه‌های اقتصادی به دو بخش تقسیم و بررسی می‌شوند: بخش اول شامل بنگاه‌های تولیدکنندهٔ داخلی و بخش دوم شامل بنگاه‌های واردکنندهٔ کالا و خدمات است. هر دو دسته بنگاه‌ها از ویژگی تعیین قیمت کالا برخوردارند و لذا مسیر سطح عمومی قیمت‌ها در طول زمان از بررسی نحوهٔ قیمت‌گذاری این دو دسته بنگاه مشخص می‌شود که در ادامهٔ رفتار آن‌ها بررسی می‌شود.

بنگاه‌های تولیدکنندهٔ داخلی با استفاده از منابع سرمایه و نیروی‌کار به تولید کالا و خدمات مشغول‌اند. فرض می‌شود بنگاه با نرخ کاربری z از سرمایهٔ خود استفاده می‌کند که بنابراین سرمایهٔ مؤثر در تولید k^s به‌صورت نسبتی از سرمایه، $k_t^s = zk_{t-1}$، خواهد بود و براین‌اساس تابع تولید به‌صورت زیر فرض می‌شود:

$$y_t = (k_t^s)^{\alpha} l_t^{1-\alpha} \varepsilon_t^{\alpha} \quad (۲۲)$$

در مطالعهٔ حاضر، بنگاه‌های تولیدی به‌دلیل قرارداشتن در یک فضای رقابت انحصاری، قابلیت تعیین قیمت را دارند که احتمال آن به‌صورت تصادفی در هر دوره تعیین می‌شود. به‌منظور مدل‌سازی قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، از روش کریستیانو-ایچنبایوم-ایونز (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. در این روش، بنگاه‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند: دستهٔ اول شامل $1-\omega$ از بنگاه‌هایی است که در هر دوره قادر به تعیین قیمت بوده و مسیر بهینهٔ قیمتی براساس حداکثرسازی تابع سود در یک دورهٔ زمانی مشخص می‌شود. دستهٔ دوم شامل ω بنگاه‌هایی است که قادر به تعیین قیمت بهینهٔ خود نیستند و براساس تورم دورهٔ قبل، قیمت جدید خود را تعیین می‌کنند.

مسئلهٔ بهینه‌سازی سود بنگاه‌هایی که قادر به تعیین قیمت بهینهٔ جدید هستند به‌صورت زیر است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$Max_{P_t(j)} \quad E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\omega\beta)^s \Delta_{s,t+s} \left[\frac{P_{t+s}(j)}{P_{t+s}} Y_{t+s}(j) - mc_{t+s} Y_{t+s}(j) \right]$$

$$S.t \quad Y_{t+s}(j) = \left(\frac{P_{t+s}(j)}{P_{t+s}} \right)^{-\theta} Y_{t+s} \tag{۲۳}$$

که mc هزینهٔ نهایی حقیقی بنگاه است. با حل مسئلهٔ فوق و خطی‌کردن شرط بهینهٔ مرتبهٔ اول، منحنی فیلیپس برای بنگاه تولیدکنندهٔ داخلی به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega(1+\beta)}\widehat{mc}_t + \varepsilon_t^p \tag{۲۴}$$

رابطهٔ (۲۴) منحنی فیلیپس تولیدکنندهٔ داخلی است که ε_t^p تکانهٔ فشار هزینه است. همچنین، تابع تقاضای نیروی‌کار بنگاه برای خانوارهای صبور و غیرصبور به‌ترتیب به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{L}_{p,t} = -\hat{w}_{p,t} + (1+\sigma_{lp})\widehat{mpk}_t + \hat{k}_{t-1} \tag{۲۵}$$

$$\hat{L}_{ip,t} = -\hat{w}_{ip,t} + (1+\sigma_l)\widehat{mpk}_t + \hat{k}_{t-1} \tag{۲۶}$$

همچنین، خطی‌شدهٔ رابطهٔ هزینهٔ نهایی به‌صورت زیر است:

$$\widehat{mc}_t = -\alpha(\hat{k}_t^s - \hat{l}_t) + \hat{w}_t \tag{۲۷}$$

و خطی‌شدهٔ رابطهٔ بهره‌وری نهایی به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\widehat{mpk}_t = -(\hat{k}_t^s - \hat{l}_t) + \hat{w}_t \tag{۲۸}$$

و برای نرخ کاربری سرمایه خواهیم داشت:

$$\hat{z}_t = \frac{1-\psi}{\psi}\widehat{mpk}_t \tag{۲۹}$$

همچنین، پارامترهای ساختاری شامل نسبت بنگاه‌های آینده‌نگر (ω)، سهم سرمایه در تابع تولید (α)، و نسبت سرمایهٔ مؤثر به سرمایه (ψ) است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

۴.۴ رفتار سیاست‌گذار مالی و پولی

پایهٔ پولی به‌عنوان بخش عرضهٔ پول، از طرف منابع به‌صورت مجموع خالص بدهی دولت و بدهی شبکهٔ بانکی به بانک مرکزی به‌صورت زیر قابلِ‌تعریف است:

$$m_t = BG_t + BS_t \tag{۳۰}$$

که در رابطهٔ فوق، BG_t خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و BS_t بدهی شبکهٔ بانکی به بانک مرکزی است. لذا، خطی‌شدهٔ آن را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\widehat{m}_t = \frac{\overline{BG}}{\overline{m}}\widehat{BG}_t + \frac{\overline{BS}}{\overline{m}}\widehat{BS}_t \tag{۳۱}$$

بدهی شبکهٔ بانکی به بانک مرکزی به دلایل مختلفی است که در سال‌های اخیر عمدتاً به‌دلیل بدهی دولت بوده است و لذا می‌توان آن را به‌صورت تابعی از بدهی دولت در نظرگرفت:

$$BS_t = B_t^{G\,\Upsilon} \tag{۳۲}$$

که B_t^G میزان بدهی دولت است. خطی‌شدهٔ این رابطه به‌صورت زیر است:

$$\widehat{BS}_t = \Upsilon\widehat{B_t^G} \tag{۳۳}$$

دولت در هر دورهٔ زمانی ملزم به رعایت قید بودجهٔ خود به‌صورت زیر است که b_t^G مقدار حقیقی بدهی دولت است:

$$b_t^G = g_t + (\frac{b_{t-1}^G}{\Pi_t}) - t_t - (BG_t - (\frac{BG_{t-1}}{\Pi_t})) \tag{۳۴}$$

که g مخارج دولت و t درآمد مالیاتی بوده و فرم خطی‌شدهٔ این قید بودجه به‌صورت زیر قابلِ‌بیان است:

$$\widehat{b_t^G} = \frac{\bar{g}}{\bar{b}}\hat{g}_t + \frac{1}{(1+\bar{\pi})}\widehat{b_{t-1}^G} - \frac{\bar{t}}{\bar{b}}\hat{t}_t - (\frac{\bar{m}}{\bar{b}}\widehat{BG}_t - \frac{\bar{m}}{\bar{b}(1+\bar{\pi})}\widehat{BG}_{t-1}) \tag{۳۵}$$

در این مطالعه، یک رابطهٔ مارکفی مرتبهٔ اول به‌صورت زیر برای مخارج دولت و مالیات‌ها فرض می‌شود:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$\hat{g}_t = r_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (۳۶)$$
$$\hat{t}_t = r_t \hat{t}_{t-1} + \varepsilon_t^t \quad (۳۷)$$

که ε_t^g و ε_t^t تکانه‌های ناهمبستهٔ مربوط به مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی است. همچنین، برای خالص بدهی دولت به بانک مرکزی رابطهٔ زیر فرض می‌شود:

$$\widehat{BG}_t = r_{BG} \widehat{BG}_{t-1} + \varepsilon_t^{BG} \quad (۳۸)$$

که در این رابطه، ε_t^{BG} تکانهٔ مربوط به نوسان‌های خالص بدهی دولت است. در این مطالعه، قاعدهٔ پولی بانک مرکزی به‌صورت یک قاعدهٔ تیلور (برحسب نرخ بهره) به‌صورت زیر فرض می‌شود:

$$\hat{\imath}_t = \rho_i \hat{\imath}_{t-1} + (1-\rho_i)\left[\rho_{i.\pi} \hat{\pi}_t + \rho_{i.y} \hat{Y}_t\right] + \varepsilon_t^i \quad (۳۹)$$

که رابطهٔ (۳۹) قاعدهٔ تیلور همراه با تکانهٔ پولی ε_t^i است. همچنین براساس شرط اتحاد درآمد ملی، داریم:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t$$

که خطی‌شدهٔ آن به‌صورت زیر است:

$$\hat{Y}_t = \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \hat{c}_t + \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \hat{I}_t + \frac{\bar{g}}{\bar{Y}} \hat{g}_t \quad (۴۰)$$

۴. ۵ رفتار بانک‌ها در شبکهٔ بانکی

در این مدل، فرض می‌شود یک تعداد زیادی از بانک‌های غیرهمگن وجود دارند که در زمینهٔ جذب منابع و اعطای تسهیلات با یکدیگر رقابت دارند. بانک i – ام، نرخ سود سپرده $(r_t^d(i))$ و نرخ سود تسهیلات $(r_t^b(i))$ را به‌نحوی انتخاب می‌کند که سود فعالیت خود را حداکثر کند. فرض می‌شود بانک‌ها در یک بازار رقابت انحصاری به فعالیت مشغول‌اند که به‌منظور نشان‌دادن این ویژگی از تابع جمع‌گر دیکسیت‌ـ استیگلیتز استفاده می‌شود. بانک‌ها در هر دوره مقید به ترازنامهٔ خود هستند که براساس آن تسهیلات اعطایی بانک $(B_t(i))$ و میزان خرید آن‌ها از اوراق دولتی (B_t^G) نمی‌تواند بیشتر از مجموع بدهی به بانک مرکزی (BS_t)، سپرده‌ها $(D_t(i))$، و حقوق صاحبان سهام $(K_t^b(i))$ آن باشد.

در این ساختار، میزان تسهیلات و سپرده‌های کل خانوارهای غیرصبور و صبور به‌صورت یک شاخص ترکیبی با کشش جانشینی ثابت فرض می‌شود که هریک از آن‌ها توسط تمام

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

بانک‌ها قابلِ‌عرضه است. همچنین، با توجه به اینکه سپرده‌ها و تسهیلات قابلِ‌ارائه توسط هر بانک نسبت به بانک دیگر می‌تواند متفاوت و متمایز باشد، لذا میان سپرده‌های مختلف دو بانک متمایز و همچنین میان تسهیلات مختلف دو بانک مختلف، یک کشش جانشینی قابلِ‌تعریف است که برای سپرده‌ها با ε_t^d و برای تسهیلات با ε_t^b نشان می‌دهیم که $\varepsilon_t^d < -1$ و $\varepsilon_t^b > 1$ است. این دو کشش عامل اصلی ایجاد شکاف میان نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات با نرخ سود سیاستی است. با توجه به تفاوت ساختاری میان بانک‌ها، این دو کشش به‌صورت تصادفی فرض می‌شود.

براین‌اساس، میزان تقاضای خانوار غیرصبور j-ام برای دریافت تسهیلات از بانک‌ها، از حل مسئلهٔ زیر مشخص می‌شود:

$$min_{b_t(j,i)} \int_0^1 r_t^b(i) b_t(j,i) di, \quad S.t. \quad \left[\int_0^1 b_t(j,i)^{(\varepsilon_t^b-1)/\varepsilon_t^b} di\right]^{\varepsilon_t^b/(\varepsilon_t^b-1)} \geq b_t(i)$$

با حل این مسئله، تابع تقاضا برای دریافت تسهیلات از بانک i-ام به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$b_t(i) = \left(\frac{r_t^b(i)}{r_t^b}\right)^{-\varepsilon_t^b} b_t \tag{۴۱}$$

که b_t کل تسهیلات نظام بانکی است. با جای‌گذاری تابع تقاضای فوق در قید مسئله، شاخص نرخ سود تسهیلات برای کل شبکهٔ بانکی (r_t^b) به‌دست می‌آید:

$$r_t^b = \left[\int_0^1 r_t^b(i)^{1-\varepsilon_t^b} di\right]^{-1/(\varepsilon_t^b-1)} \tag{۴۲}$$

تقاضا برای سپرده‌گذاری توسط خانوار j-ام در بانک i-ام از حل مسئلهٔ زیر حاصل می‌شود:

$$max_{d_t(j,i)} \int_0^1 r_t^d(i) d_t(j,i) di, \; S.t. \quad \left[\int_0^1 d_t(j,i)^{(\varepsilon_t^b-1)/\varepsilon_t^b} di\right]^{\varepsilon_t^b/(\varepsilon_t^b-1)} \leq d_t(i) \tag{۴۳}$$

با حل این مسئله، تابع تقاضا برای سپرده‌گذاری در بانک i-ام به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$d_t(i) = \left(\frac{r_t^d(i)}{r_t^d}\right)^{-\varepsilon_t^b} d_t \tag{۴۴}$$

که d_t کل سپرده‌های نظام بانکی است. با جای‌گذاری تابع تقاضای فوق در قید مسئله، شاخص نرخ سود سپرده‌ها برای کل شبکهٔ بانکی (r_t^d) به‌دست می‌آید:

$$r_t^d = \left[\int_0^1 r_t^d(i)^{1-\varepsilon_t^d} di\right]^{-1/(\varepsilon_t^d-1)} \tag{۴۵}$$

با مشخص‌شدن توابع تقاضا برای سپرده و تسهیلات هر بانک، بانک لازم است تصمیم خود را برای حجم دریافتی سپرده‌ها، حجم اعطایی تسهیلات، و همچنین نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات مشخص کند. مسئلهٔ مقابل بانک در سه مرحله انجام می‌شود. در مرحلهٔ اول، بانک مایل است آن سطحی از سپرده و تسهیلات را انتخاب کند که سود آن حداکثر شود:

$$max_{B_t,D_t}\, R_t^b B_t(i) - R_t^d D_t(i) - \frac{\kappa_{Kb}}{2}\left(\frac{K_t^b(i)}{B_t(i)} - v^b\right)^2 K_t^b(i) \tag{۴۶}$$

که در این رابطه، R_t^b نرخ سود تسهیلات، R_t^d نرخ سود سپرده‌ها، κ_{Kb} پارامتر هزینهٔ تعدیل سرمایهٔ بانک نسبت به نرخ هدف، و v^b نرخ هدف نسبت سرمایه به دارایی بانک است.[۱] شرط بهینهٔ مرتبهٔ اول این مسئله به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$R_t^b = R_t^d - \kappa_{Kb}\left(\frac{K_t^b(i)}{B_t(i)} - v^b\right)\left(\frac{K_t^b(i)}{B_t(i)}\right)^2 \tag{۴۷}$$

در این مدل، فرض می‌شود بانک می‌تواند کسری منابع خود را از طریق بانک مرکزی با نرخ سود سیاستی r_t تأمین کند؛ در این‌صورت می‌توان رابطهٔ (۴۷) را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

[۱] چون در این سه مرحلهٔ مقابل بانک، مسائل بهینه‌سازی به‌صورت اسمی مطرح و حل می‌شوند، لذا حروف بزرگ D و B به‌ترتیب مبین سپرده‌ها و تسهیلات اسمی هستند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$S_t^W = R_t^b - r_t = -\kappa_{Kb}\left(\frac{K_t^b}{B_t} - v^b\right)\left(\frac{K_t^b}{B_t}\right)^2 \quad (۴۸)$$

که در واقع S_t^W شکاف[1] نرخ سود تسهیلات از نرخ سود سیاستی را نشان می‌دهد. R_t^b شاخص جمعی (از نوع دیکسیت-استیگلیتز) از تمام انواع نرخ‌های سود تسهیلات است که بانک می‌تواند از تسهیلات متنوع و مختلفی که پرداخت می‌کند، دریافت کند. در مرحلهٔ دوم، بانک مایل است نرخ سود تسهیلات اعطایی را به‌نحوی انتخاب کند که سود حاصل از اعطای تسهیلات به‌صورت زیر حداکثر شود:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[r_t^b(i) b_t(i) - R_t^b B_t(i) - \frac{\kappa_b}{2}\left(\frac{r_t^b(i)}{r_{t-1}^b(i)} - 1\right)^2 r_t^b b_t(i)\right] \quad (۴۹)$$

در خصوص رابطهٔ (۴۹)، دو نکته لازم است اشاره شود: اولاً، فرض می‌شود واحد اعتبارات بانک کل تسهیلات ($B_t(i)$) را به شعب بانک با نرخ R_t^b فروخته و سپس بانک جهت اعطای هر تسهیلات ($b_t(i)$) با نرخ $r_t^b(i)$، با یک هزینهٔ تعدیل مرتبهٔ دوم به‌صورت $\frac{\kappa_b}{2}\left(\frac{r_t^b(i)}{r_{t-1}^b(i)} - 1\right)^2$ مواجه است. با این توضیحات، شرط بهینهٔ مرتبهٔ اول نسبت به نرخ سود تسهیلات ($r_t^b(i)$) عبارت است از:

$$1 - \varepsilon_t^b + \varepsilon_t^b \frac{R_t^b}{r_t^b} - \kappa_b\left(\frac{r_t^b}{r_{t-1}^b} - 1\right)\frac{r_t^b}{r_{t-1}^b} + \beta E\left\{\frac{\lambda_{t+1}^p}{\lambda_t^p}\kappa_b\left(\frac{r_{t+1}^b}{r_t^b} - 1\right)\left(\frac{r_{t+1}^b}{r_t^b}\right)^2 \frac{b_{t+1}(i)}{b_t(i)}\right\} = 0 \quad (۵۰)$$

که در این رابطه، λ_t^p ضریب لاگرانژ قید مواجههٔ بانک است. خطی‌شدهٔ رابطهٔ (۵۰) به‌صورت زیر است:

$$\hat{r}_t^b = \frac{\kappa_b}{\varepsilon^b - 1 + (1+\beta)\kappa_b}\hat{r}_{t-1}^b + \frac{\beta\kappa_b}{\varepsilon^b - 1 + (1+\beta)\kappa_b} E\hat{r}_{t+1}^b + \frac{(\varepsilon^b - 1)}{\varepsilon^b - 1 + (1+\beta)\kappa_b}\hat{R}_t^b - \frac{1}{\varepsilon^b - 1 + (1+\beta)\kappa_b}\hat{\varepsilon}_t^b \quad (۵۱)$$

از طرفی، اگر فرض کنیم $v_t^b = \frac{K_t^b}{B_t}$، آن‌گاه خطی‌شدهٔ رابطهٔ (۴۸) به‌صورت زیر است:

[1] Spread

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$\hat{R}_t^b = \frac{\bar{r}}{\bar{R}^b}\hat{r}_t - \frac{\kappa_{Kb}(v^b)^2}{\bar{R}^b}\hat{v}_t \qquad (۵۲)$$

حال با جای‌گذاری رابطهٔ (۵۲) در رابطهٔ (۵۱) و حذف $\hat{R}_t^b$، و با فرض اینکه $\frac{\kappa_{Kb}(v^b)^2}{\bar{R}^b}\hat{v}_t \cong 0$، ارتباط میان نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سیاستی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{r}_t^b = \frac{\kappa_b}{\varepsilon^b-1+(1+\beta)\kappa_b}\hat{r}_{t-1}^b + \frac{\beta\kappa_b}{\varepsilon^b-1+(1+\beta)\kappa_b}E\hat{r}_{t+1}^b + \frac{(\varepsilon^b-1)}{\varepsilon^b-1+(1+\beta)\kappa_b}\frac{\bar{r}}{\bar{R}^b}\hat{r}_t - \frac{1}{\varepsilon^b-1+(1+\beta)\kappa_b}\hat{\varepsilon}_t^b \qquad (۵۳)$$

که در این رابطه:

$$\hat{\varepsilon}_t^b = \rho_{\varepsilon b}\hat{\varepsilon}_{t-1}^b + e_{\varepsilon b}$$

که $e_{\varepsilon b}$ جزء تصادفی الگو با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon b}^2$ است. بنابراین، شاخص گذار میان نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سیاستی برابر $\frac{(\varepsilon^b-1)}{\varepsilon^b-1+(1+\beta)\kappa_b}\frac{\bar{r}}{\bar{R}^b}$ است.

در مرحلهٔ سوم، بانک مایل است نرخ سود سپرده‌ها را به‌نحوی انتخاب کند که سود حاصل از عملیات بانکی به‌صورت زیر حداکثر شود:

$$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[r_tD_t(i) - r_t^d(i)d_t(i) - \frac{\kappa_d}{2}\left(\frac{r_t^d(i)}{r_{t-1}^d(i)}-1\right)^2 r_t^d d_t(i)\right] \qquad (۵۴)$$

در خصوص رابطهٔ (۵۴)، دو نکته لازم به توضیح است: اولاً، بانک انواع سپرده‌ها ($D_t(i)$) را جمع‌آوری و به واحد خزانهٔ بانک واگذار می‌کند و از این طریق درآمدی معادل $r_tD_t(i)$ برای آن ثبت می‌شود. از طرفی در زمان واریز سود به حساب مشتریان، از حساب شعبه مبلغ $r_t^d(i)d_t(i)$ کسر می‌شود. بانک به‌منظور تغییر نرخ بهره با یک هزینهٔ تعدیل مواجه است که به‌ازای هر واحد سپرده برابر $\frac{\kappa_d}{2}\left(\frac{r_t^d(i)}{r_{t-1}^d(i)}-1\right)^2$ است که κ_d پارامتر مرتبط با هزینهٔ تعدیل است. براین‌اساس، شرط بهینهٔ مرتبهٔ اول نسبت به نرخ سود سپرده‌ها برابر است با:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

$$-1+\varepsilon_t^d-\varepsilon_t^d\frac{r_t}{r_t^d}-\kappa_d\left(\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d}-1\right)\frac{r_t^d}{r_{t-1}^d}+\beta E\left\{\frac{\lambda_{t+1}^p}{\lambda_t^p}\kappa_d\left(\frac{r_{t+1}^d}{r_t^d}-1\right)\left(\frac{r_{t+1}^d}{r_t^d}\right)^2\frac{d_{t+1}(i)}{d_t(i)}\right\}=0 \quad (۵۵)$$

با حل رو به جلوی رابطهٔ (۵۵)، نرخ سود سپرده تابعی از مسیر انتظاری نرخ سود سیاستی می‌شود که در زمان t، به‌صورت زیر خواهد بود:

$$r_t^d=\frac{\varepsilon_t^d}{\varepsilon_t^d-1}r_t \quad (۵۶)$$

که خطی‌شدهٔ رابطهٔ (۵۶) به‌صورت زیر است:

$$\hat{r}_t^d=\frac{\bar{r}\bar{\varepsilon}^d-\bar{r}^d\bar{\varepsilon}^d}{\bar{r}^d\bar{\varepsilon}^d-\bar{r}^d}\hat{\varepsilon}_t^d+\frac{\bar{r}\bar{\varepsilon}^d}{\bar{r}^d\bar{\varepsilon}^d-\bar{r}^d}\hat{r}_t \quad (۵۷)$$

که در این رابطه فرض می‌شود که:

$$\hat{\varepsilon}_t^d=\rho_{\varepsilon d}*\hat{\varepsilon}_{t-1}^d+e_{\varepsilon d}$$

که $e_{\varepsilon d}$ جزء تصادفی الگو با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon d}^2$ است. لذا، گذار از نرخ سود سیاستی به نرخ سود سپرده‌ها از بررسی پارامتر $\frac{\bar{r}\bar{\varepsilon}^d}{\bar{r}^d\bar{\varepsilon}^d-\bar{r}^d}$ مشخص می‌شود.

۴. ۶ یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، از روش بیزین برای برآورد پارامترهای ساختاری الگو استفاده شده است. همچنین، داده‌های مورداستفاده در این قسمت، داده‌های فصلی برای دورهٔ ۱۳۸۸ـ۱۳۹۸ است که پس از حذف روندهای فصلی، با استفاده از فیلتر هودریک‌ـپرسکات، مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها استخراج شده است. داده‌های مذکور از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. براین‌اساس، نتایج برآورد پارامترهای الگو در جدول ۱ گزارش شده است. همچنین به‌منظور برآورد نرخ سود تسهیلات، نرخ سود سیاستی، و نرخ سود سپرده‌ها در حالت وضعیت پایدار، از فیلتر هودریک‌ـپرسکات استفاده شده است که براین‌اساس مقادیر بلندمدت این متغیرها به‌ترتیب برابر ۰/۱۸، ۰/۱۷، و ۰/۱۷ به‌دست آمده است. براین‌اساس، با استفاده از این مقادیر و برآوردهای جدول ۱ می‌توان گذار مربوط به نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها در ایران را محاسبه کرد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

جدول ۱

نتایج تخمین پارامترهای الگو

پارامتر	نماد	مقدار پیشین	مقدار پسین	انحراف استاندارد	تابع توزیع پیشین
عادت مصرف	h	۰/۷	۰/۹۳	۰/۲	بتا
عامل تنزیل	β	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۰۲	بتا
نرخ استهلاک	δ	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۳	بتا
وزن سرمایه در تابع تولید	α	۰/۷	۰/۳۷	۰/۲	بتا
نرخ هزینهٔ کاربری	ψ	۰/۶	۰/۵۷	۰/۱۵	بتا
آن قسمت از بنگاه‌های داخلی که براساس بهینه‌سازی عمل نمی‌کنند	ω	۰/۷۵	۰/۶۴	۰/۱	بتا
معکوس کشش تقاضای پول	σ_m	۲/۵	۲/۶۲	۰/۹	گاما
معکوس کشش مصرف بین‌دوره‌ای	σ_c	۱/۵	۴/۹۶	۰/۴	گاما
هزینهٔ تعدیل	φ	۴	۹/۴	۱	گاما
آن قسمت از خانوارهایی که دستمزد خود را براساس بهینه‌سازی تعیین نمی‌کنند	ξ_w	۰/۷۵	۰/۹۹	۰/۱۵	بتا
تعدیل دستمزد نسبت به تورم	ι_w	۰/۷	۰/۶۵	۰/۱۵	بتا
ضریب نرخ بهرهٔ دورهٔ قبل در قاعدهٔ تیلور	ρ_i	۰/۸۵	۰/۹۲	۰/۱	بتا
ضریب تورم در قاعدهٔ تیلور	$\rho_{i.\pi}$	۱/۵۵	۰/۷۴	۰/۴	گاما
ضریب شکاف تولید در قاعدهٔ تیلور	$\rho_{i.y}$	۱/۵	۱/۳	۰/۳	نرمال
پارامتر هزینهٔ تعدیل نرخ سود تسهیلات	κ_b	۶	۵/۷	۱/۷	گاما
کشش جانشینی نرخ‌های بهرهٔ تسهیلات	ε^b	۲/۷	۲/۴۵	۰/۸	گاما
کشش جانشینی نرخ‌های بهرهٔ سپرده‌ها	$\bar{\varepsilon}^d$	۱/۴۶	۳/۳۲	۰/۴	گاما
ضریب واکنش تکانهٔ نرخ بهرهٔ سپرده‌ها	$\rho_{\varepsilon d}$	۰/۵	۰/۳۷	۰/۲	بتا
ضریب واکنش تکانهٔ نرخ بهرهٔ تسهیلات	$\rho_{\varepsilon b}$	۰/۵	۰/۴۶	۰/۲	بتا
معکوس کشش عرضهٔ نیروی‌کار خانوار غیرصبور	σ_l	۱/۵	۱/۵۴	۰/۴	گاما

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

معکوس کشش عرضهٔ نیروی‌کار خانوار صبور	σ_{lp}	۱/۵	۱/۶۹	۰/۴	گاما
ضریب خودهمبستهٔ مخارج دولت	r_g	۰/۷۷	۰/۸۷	۰/۱	گاما
ضریب خودهمبستهٔ مالیات‌ها	r_t	۰/۷۸	۰/۶۱	۰/۱	گاما
ضریب خودهمبستهٔ بدهی دولت	r_b	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۱	گاما

منبع:محاسبات تحقیق

مطابق با نتایج، پارامترهای κ_b، ε^b، و $\bar{\varepsilon}^d$ به‌ترتیب برابر ۵/۷، ۲/۴۵، و ۳/۳۲ برآورد شده‌اند. به‌منظور بررسی و تعیین میزان گذار، لازم است که مقادیر $\hat{\varepsilon}_t^b$، $\hat{\varepsilon}_t^d$، و $\hat{r}_t$ مشخص شود. به‌دلیل اینکه هریک از این متغیرها به فرم انحراف مقادیر از مقدار بلندمدت خود هستند، بنابراین یک واحد افزایش در هر متغیر به‌معنی یک واحد درصد افزایش در آن‌ها محسوب می‌شود. براین‌اساس با یک واحد درصد افزایش در نرخ بهرهٔ سیاستی، نرخ بهرهٔ تسهیلات به میزان ۱۱/۴ واحد درصد افزایش می‌یابد و لذا گذار نرخ سود تسهیلات برابر ۰/۱۱۴ است. این نتیجه نشان می‌دهد در واکنش به تغییرات نرخ سود سیاستی، نرخ سود تسهیلات نتوانسته است به میزان متناظر یک به یک تغییر یابد و لذا گذار نرخ سود از نرخ سود سیاستی به نرخ سود تسهیلات کمتر از یک است. بنابراین، کانال انتقال میان این دو نرخ ناقص است و آثار سیاست پولی مبتنی بر تغییر نرخ سود سیاستی نتوانسته است خود را در نرخ سود تسهیلات منعکس کند. از دلایل این نتیجه می‌توان به نحوهٔ مصوب‌شدن نرخ سود تسهیلات در ایران اشاره کرد. نرخ سود تسهیلات به پیشنهاد ارکان بانک مرکزی در شورای پول و اعتبار مطرح و پس از تصویب ابلاغ می‌شود و ازآنجاکه این جلسه به‌طور معمول یک‌بار در سال رخ می‌دهد، لذا نرخ سود مصوب تسهیلات نمی‌تواند به‌طور کافی و با انعطاف نسبت به نرخ سود سیاستی واکنش نشان دهد. لیکن مقدار ضریب برآوردشدهٔ ۰/۱۱۴ درصدی نیز به این علت است که در سال‌های اخیر بانک‌ها با مسدودکردن بخشی از تسهیلات، باعث شده‌اند نرخ سود دریافتی از متقاضی تا حدودی بیشتر از نرخ مصوب شود و از طرفی با توجه به تفاوت نرخ سود تسهیلات عقود مشارکتی و مبادله‌ای طی برخی از سال‌های دورهٔ مذکور، امکان انعطاف در نرخ‌های سود برای بانک‌ها فراهم آمده است.

مطابق با نتایج برآورد، با یک واحد درصد افزایش در نرخ بهرهٔ سیاستی، نرخ بهرهٔ سپرده‌ها به میزان ۰/۵۸ واحد درصد افزایش می‌یابد که نشان می‌دهد میزان تغییرات در نرخ سود سپرده‌ها نیز کمتر از نرخ سود سیاستی است. این امر نیز بدان‌دلیل است که از سال ۱۳۹۱، از سوی بانک مرکزی آزادسازی نرخ سود سپرده‌ها توسط بانک‌ها پذیرفته شد و علناً بانک‌ها تا پیش از شهریور ۱۳۹۶ (که نرخ‌های سود تکلیفی ابلاغ شد) به‌طور دلخواه و آزادانه نسبت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

به تعیین نرخ‌های سود سپرده اقدام می‌کردند که نمود آن را می‌توان در نرخ‌های سود سپردهٔ بالاتر از نرخ‌های مصوب طی این سال‌ها مشاهده کرد، اما کماکان تغییرات آن کمتر از نرخ سود سیاستی است.

اما آنچه در این نتیجه‌گیری حائز اهمیت است توجه به این پدیده است که گذار ناقص نرخ بهره از نرخ سود سیاستی به نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها دارای تبعات جدی برای کارایی سیاست پولی و تحقق اهداف کلان است. این پدیده از دو منظر قابلِ‌بررسی است: اول، همان‌طور که از معادلهٔ اویلر مصرف بین‌دوره‌ای خانوارهای غیرصبور مشخص است، نرخ سود تسهیلات نقشی مهم و مؤثر در پویایی‌های میزان مصرف این خانوارها دارد و بنابراین در صورتی نرخ سود سیاستی می‌تواند در شرایط تورمی باعث کنترل تقاضای مؤثر این بخش از خانوارها شود که نرخ سود تسهیلات بیشتر از نرخ تورم افزایش یابد؛ اما باوجود گذار ناقص نرخ سود، این امر تحقق نمی‌یابد. عدم افزایش متناظر نرخ سود تسهیلات در مقایسه با نرخ تورم باعث می‌شود تا نرخ بهرهٔ حقیقی دریافت تسهیلات منفی شده و بنابراین این امر سبب ترغیب بیشتر خانوارهای غیرصبور به دریافت تسهیلات بیشتر و لذا تقاضای بیشتر برای خرید کالاها و خدمات مصرفی شود که این فرایند در نهایت می‌تواند با ایجاد فشار تقاضای کل، بر شتاب نرخ تورم نیز بیفزاید. بنابراین، وجود گذار نرخ بهرهٔ ناقص این تهدید بزرگ را به‌همراه دارد که با منفی‌کردن نرخ بهرهٔ حقیقی، مانع اثرگذاری سیاست پولی در جهت کنترل نرخ تورم شده و لذا کارایی سیاست پولی در تحقق اهداف نهایی کلان کاهش و یا حتی خنثی شود.

دوم، درصورتی‌که نرخ‌های سود تسهیلات در مقیاس نرخ سود سیاستی تغییر نکنند، این امر بدان‌معناست که نرخ تجهیز منابع بانک‌ها (نرخ تأمین منابع از بازار بین‌بانکی) بیشتر از نرخ درآمدزایی بانک‌ها (نرخ سود تسهیلات) خواهد بود و این امر به‌معنی کاهش سودآوری بانک‌ها و امکان رخداد کسری منابع برای بانک‌ها خواهد بود. با ایجاد کسری منابع، بانک‌ها ناچار به اضافه‌برداشت از منابع بانک مرکزی به‌منظور جبران کسری ذخایر خود خواهند بود که این امر باعث افزایش پایهٔ پولی و نقدینگی می‌شود. ازاین‌رو، رشد نقدینگی حاصل‌شده در بلندمدت منجر به نرخ‌های تورم بالاتر می‌شود که در تضاد با اهداف نهایی بانک مرکزی بوده و به‌عبارتی کاهش کارایی سیاست پولی را به‌همراه خواهد داشت. بنابراین، می‌توان گفت که گذار ناقص نرخ بهره از نرخ سود سیاستی به نرخ سود تسهیلات می‌تواند مانعی جدی در تحقق اهداف سیاستی باشد.

بررسی پارامترهای قاعدهٔ پولی نیز نشان می‌دهد که واکنش نرخ بهرهٔ سیاستی به نوسان‌های نرخ تورم و شکاف تولید کمتر از یک است و به‌عبارت دیگر بانک مرکزی رفتاری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

منفعل نسبت به نوسان‌های اقتصاد کلان دارد که این ویژگی مبین سیاست پولی مغلوب و سیاست مالی غالب است. این رفتار مشاهده‌شده در مدل برآوردشده، به‌صورت تجربی نیز در اقتصاد ایران قابلِ‌مشاهده و بررسی است، زیرا همان‌طور که در قید بودجهٔ دولت نیز نشان داده شد، تأمین بخشی از کسری بودجهٔ دولت از منابع بانک مرکزی از مهم‌ترین بخش‌های درآمدی دولت محسوب می‌شود. برداشت از منابع بانک مرکزی از این جهت می‌تواند به سیاست پولی مغلوب تفسیر گردد که با افزایش پایهٔ پولی، رشد نقدینگی حاصل از آن می‌تواند هرگونه فعالیت بانک مرکزی در جهت کنترل تورم را خنثی کرده و لذا کاهش کارایی این سیاست را به‌همراه داشته باشد. در این‌صورت، می‌توان گفت سطح عمومی قیمت‌ها از رفتار سیاست مالی، و نه سیاست پولی، تعیین می‌شود و بنابراین تغییرات در ابزار بانک مرکزی شرط کافی تحقق اهداف تورمی نخواهد بود. شایان ذکر است که کمتر از یک بودن پارامترهای تابع سیاستی خود مؤید این ویژگی‌اند.

مغلوب‌بودن سیاست پولی واجد یک پیامد مهم بر گذار نرخ‌های سود بانکی است. درصورتی‌که بانک مرکزی در تعیین نرخ سود سیاستی دچار محدودیت عمل باشد، آن‌گاه نمی‌تواند به‌درستی نسبت به نوسان‌های اقتصادی واکنش بموقع و مناسب نشان دهد. لیکن ازآنجاکه نرخ سود سیاستی یک سیگنال مهم در جهت‌دهی نرخ‌های سود خرد نظام بانکی است، لذا تحدید آن سبب می‌شود تا نرخ‌های خرد بانکی نیز به‌درستی واکنش نشان ندهند و بنابراین این فرایند به‌خودی‌خود باعث به‌وجودآمدن گذار ناقص نرخ بهره می‌شود. بنابراین، یک سیاست پولی مغلوب به‌طور خودکار می‌تواند سازوکار گذار ناقص نرخ بهره را پدید آورد.

۴. ۷ بررسی صحت نتایج برآوردشده

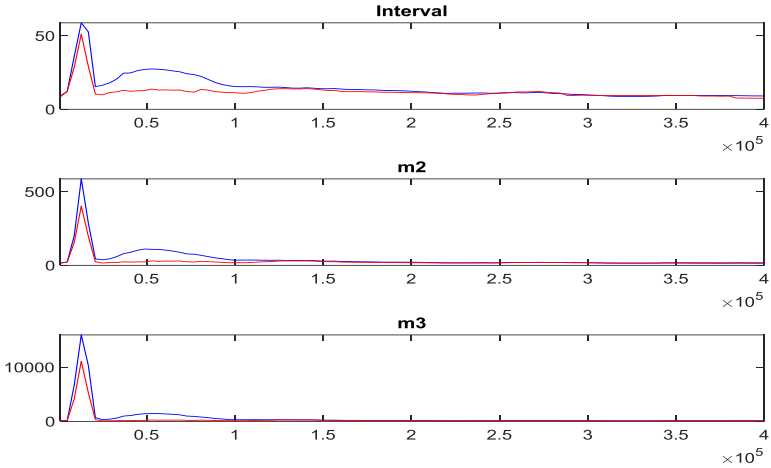
به‌منظور بررسی صحت نتایج پارامترهای برآوردشده، لازم است از آماره‌های مرتبط با روش برآورد استفاده شود. ازآنجاکه تخمین پارامترهای ساختاری مدل با استفاده از روش بیزین انجام گرفته است، بنابراین لازم است از آماره‌های مرتبط با این روش استفاده شود که در این قسمت از سه خروجی استفاده می‌شود: بررسی خروجی MCMC مدل، مقایسهٔ توابع توزیع پسین و پیشین، و بررسی شناسایی پارامترهای برآوردشده.

۴. ۷. ۱ بررسی خروجی MCMC

نمودار مربوط به زنجیرهٔ مارکفی مونت‌کارلو مدل برآوردشده در شکل ۱ گزارش شده است. مطابق با شکل ۱، در سطح گشتاورهای اول و دوم و سوم همگرایی میان واریانس‌های درون و بین‌زنجیره‌ای حاصل شده است که مبین صحت برآورد کلی الگو است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

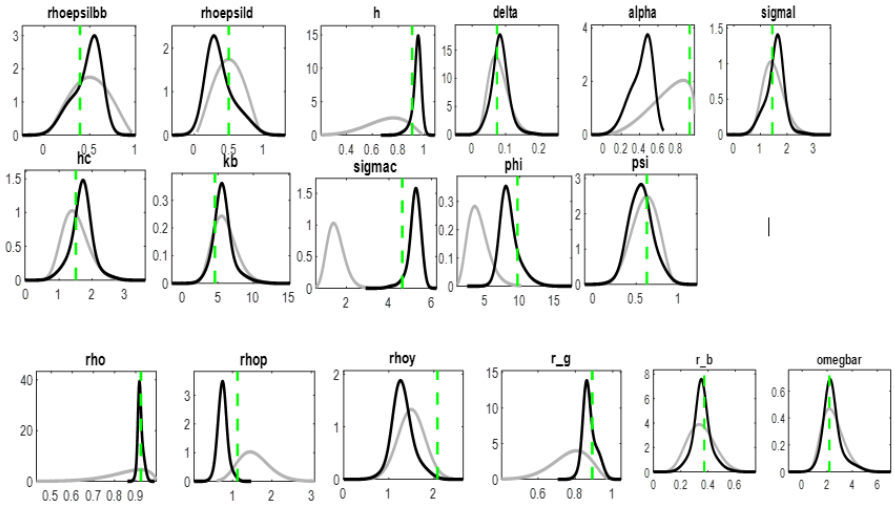


شکل ۱. خروجی MCMC مدل
منبع: محاسبات تحقیق

۴. ۷. ۲ مقایسهٔ توابع توزیع پسین و پیشین

توابع توزیع پسین و پیشین پارامترهای الگو در شکل ۲ آمده است. مطابق با شکل ۲، شکل توابع توزیع پسین به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که بهینه‌یاب توانسته است به‌طور تقریبی مقدار مد تابع توزیع پسین سایر پارامترهای ساختاری را به‌دست آورد که این ویژگی برای پارامترهای مرتبط با گذار نرخ بهره به‌نحو مناسب‌تری به‌دست آمده است و لذا می‌توان نسبت به تحلیل گذار سیاستی به‌دست‌آمده اطمینان نسبی داشت.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

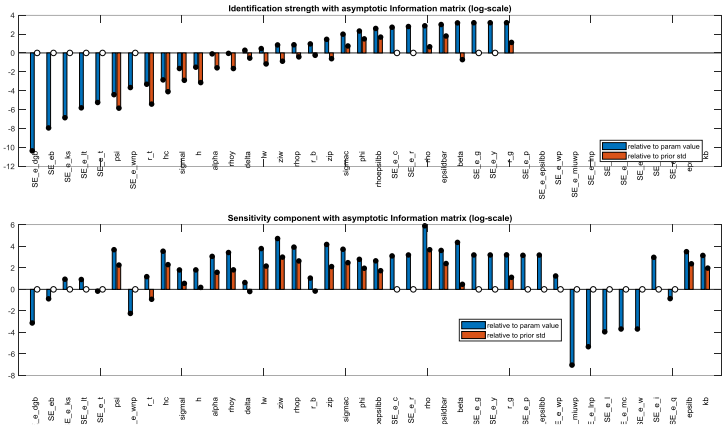


شکل ۲. مقایسهٔ توابع توزیع پسین و پیشین پارامترهای ساختاری الگو
منبع: محاسبات تحقیق

۴ . ۷ . ۳ بررسی شناسایی پارامترهای برآوردشده

با توجه به تعداد پارامترهای برآوردشده، در الگوهای تعادل عمومی لازم است نسبت به شناسایی پارامترهای برآوردشده اقدام شود. بررسی آزمون شناسایی مربوط به پارامترهای برآوردشده نشان می‌دهد که براساس مقدار ژاکوبین ماتریس جواب در حالت وضعیت پایدار و همچنین در حالت فرم خلاصه‌شدهٔ الگو، تمام پارامترهای الگو شناسایی شده‌اند و از این حیث مدل فاقد مشکل شناسایی است؛ لیکن براساس شرط رتبهٔ J، شناسایی به‌طور کامل حاصل نشده است که این مشکل نه از بابت شناسایی پارامترها، بلکه از بابت هم‌خطی میان پارامترهای الگوست که به‌دلیل ساختاری‌بودن پارامترها و وجود ارتباط میان آن‌ها، قابلِ‌انتظار است. نتایج مربوط به میزان دقت شناسایی در شکل ۳ آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]



شکل ۳. میزان دقت پارامترهای شناسایی‌شده
منبع: محاسبات تحقیق

۴. ۸ شبیه‌سازی تکانه‌های الگو

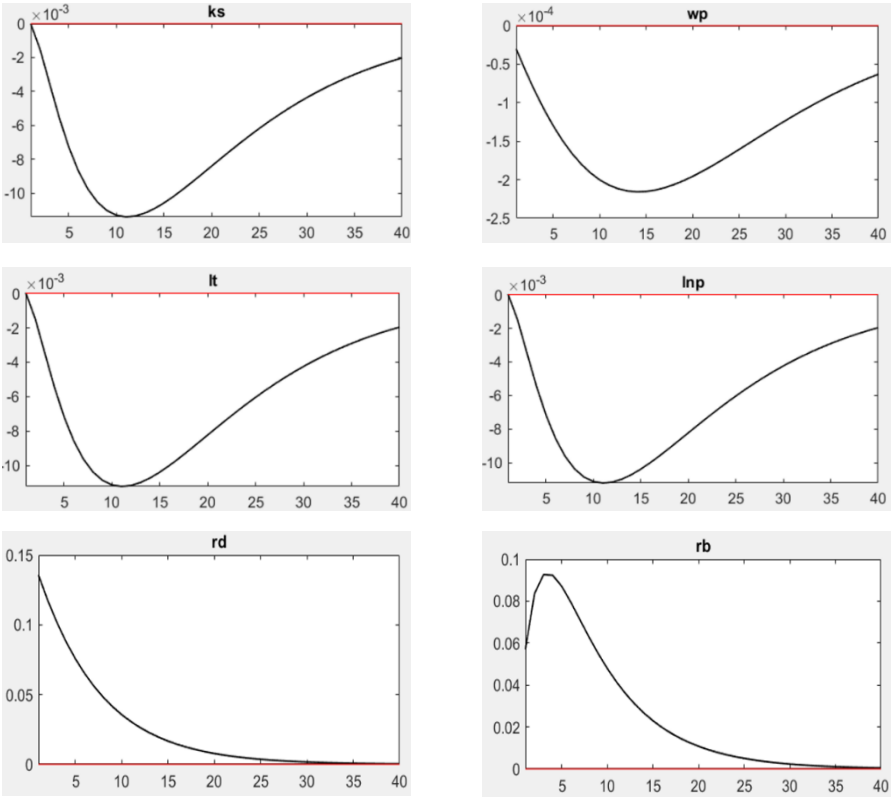
به‌منظور بررسی اثر هریک از تکانه‌های الگو در متغیرهای مدل، در این قسمت با استفاده از شبیه‌سازی تصادفی، به بررسی نحوهٔ اثرگذاری تعدادی از تکانه‌های سیاستی به شرح زیر می‌پردازیم.

۴. ۸. ۱ تکانهٔ نرخ بهرهٔ سیاستی

با وقوع یک واحد درصد افزایش در نرخ بهرهٔ سیاستی، مصرف کل و سرمایهٔ مؤثر به میزان ۰/۱ واحد درصد کاهش می‌یابد. در نتیجه، کاهش در مصرف و میزان سرمایه، میزان تولید در طول ۳۰ فصل به‌طور متوسط تا ۰/۲۶ درصد کاهش می‌یابد. این تغییرات باعث می‌شود تا نرخ تورم نهایتاً تا میزان ۰/۰۱ درصد کاهش و سپس تغییرات آن به‌سمت صفر میل کند. در نتیجهٔ این تکانه، اگرچه میزان مصرف هر دو خانوار صبور و غیرصبور کاهش می‌یابد، میزان کاهش مصرف خانوارهای غیرصبور بیشتر است، زیرا این خانوارها فاقد پس‌انداز در قالب سپردهٔ بانکی هستند و لذا با کاهش مصرف بیشتری مواجه‌اند. این تغییرات در شکل ۴ گزارش شده است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

شکل ۴. واکنش متغیرهای مدل به تکانهٔ نرخ سود سیاستی



منبع: محاسبات تحقیق

شکل شبیه‌سازی ۴ مبین گذار ناقص از نرخ سود سیاستی به نرخ‌های سود تسهیلات و سپرده‌هاست. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد، یک واحد درصد افزایش در نرخ سود سیاستی باعث می‌شود تا در ابتدای دوره نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات به‌ترتیب معادل ۰/۱۵ واحد درصد و ۰/۰۶ واحد درصد افزایش یابند و در طول یک دورهٔ یک‌ساله و دوساله، جمع تغییرات نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات کمتر از یک واحد درصد است و بنابراین می‌تواند شاهد عدم تناسب میان افزایش نرخ سود سیاستی و نرخ‌های خرد بانکی باشیم که این نتیجه سازگار با نتایج حاصل از برآورد الگو نیز است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

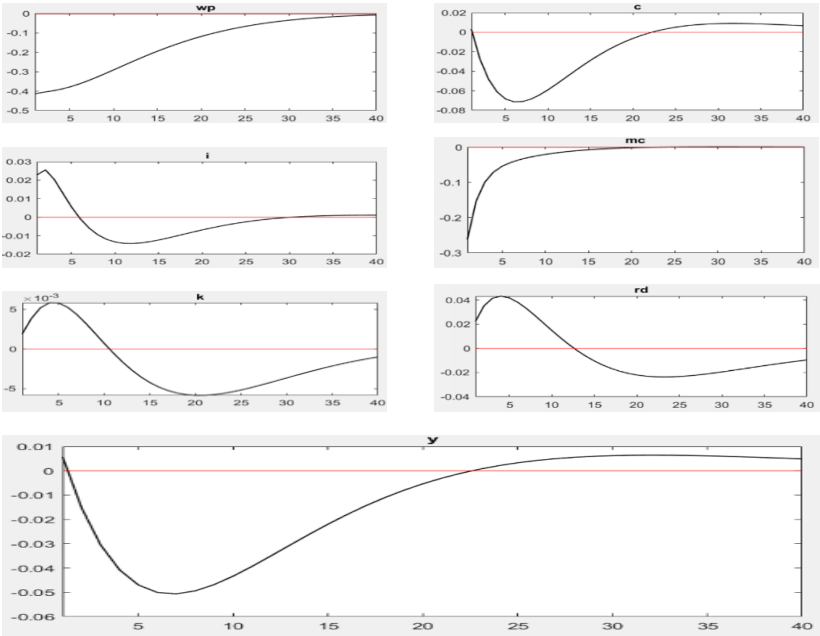
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

۴. ۸. ۲ تکانهٔ تورمی

در این سناریو، فرض می‌شود با وقوع یک تکانهٔ فشار هزینه، نرخ تورم به میزان ۱ واحد درصد افزایش یابد. با وقوع این تکانهٔ سیاستی، نرخ دستمزد حقیقی کل به میزان ۰/۴ واحد درصد کاهش می‌یابد. با کاهش سطح دستمزد حقیقی، تقاضا برای نیروی‌کار هر دو نوع خانوار افزایش یافته و بنابراین تقاضای کل برای نیروی‌کار نیز افزایش می‌یابد. اما این تکانهٔ تورمی باعث می‌شود تا میزان مصرف بخش خصوصی تا حدود ۰/۰۶ درصد کاهش یابد و سپس به‌تدریج با خروج تکانه از مدل، به‌سمت صفر میل می‌کند. در نتیجه کاهش نرخ دستمزد حقیقی، سطح هزینهٔ نهایی هر واحد تولید بنگاه‌ها نیز با کاهش ۰/۲۵ واحد درصدی مواجه می‌شود. افزایش نرخ تورم با افزایش در قیمت سایه‌ای سرمایه باعث می‌شود تا مخارج سرمایه‌گذاری ۰/۰۲ درصد و در نتیجهٔ آن حجم سرمایه نهایتاً تا ۰/۰۰۵ درصد افزایش یابد. در نتیجهٔ این تکانهٔ تورمی، نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات نهایتاً تا ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابند. در نتیجهٔ این تکانه، میزان مصرف خانوارهای صبور افزایش و خانوارهای غیرصبور کاهش می‌یابد، زیرا خانوارهای صبور دارای درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری بوده و می‌توانند از جهت آن درآمد بیشتری به‌دست آورند. با توجه به افزایش مصرف خانوارهای صبور و افزایش مخارج سرمایه‌گذاری، تولید نیز تا ۰/۰۰۵ درصد افزایش و سپس کاهش می‌یابد. این تحولات در شکل ۵ گزارش شده است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

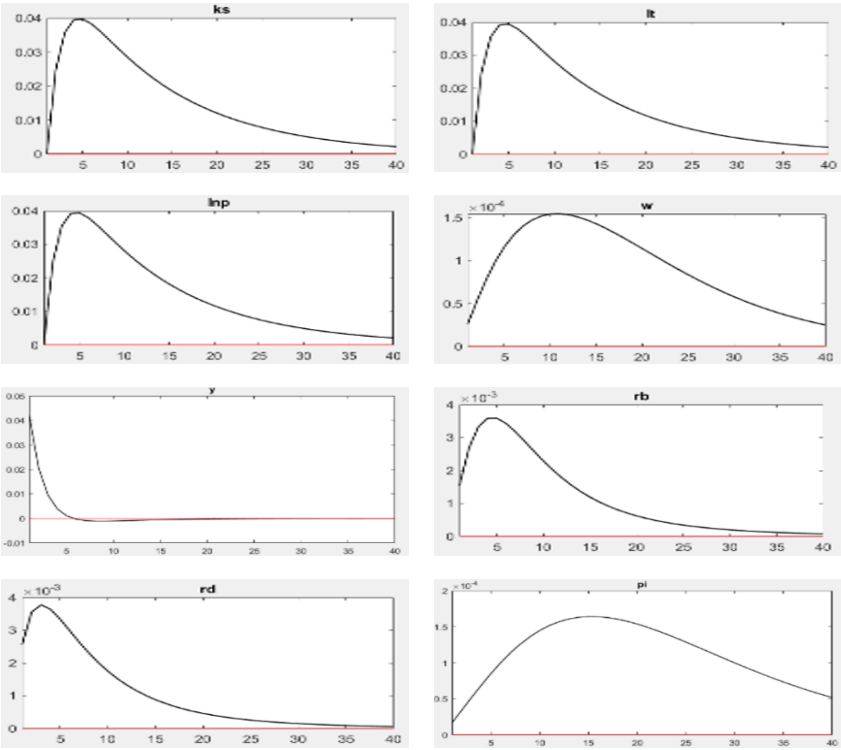


شکل ۵. واکنش متغیرهای مدل به تکانهٔ نرخ تورم
منبع:محاسبات تحقیق

۴. ۸. ۳ تکانهٔ افزایش مخارج سرمایه‌گذاری

در این سناریوسازی، فرض می‌شود با وقوع یک تکانهٔ مثبت، مخارج سرمایه‌گذاری ۱ درصد افزایش یابد. در نتیجهٔ این تکانه، حجم سرمایهٔ مؤثر در اقتصاد نهایتاً تا میزان ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. افزایش در سرمایه که به‌معنی افزایش در تولید است، باعث افزایش تقاضا برای عامل نیروی‌کار هر دو نوع خانوار به میزان ۰/۰۴ درصد می‌شود، زیرا ارتباط میان نیروی‌کار با حجم سرمایه براساس تابع تقاضای نیروی کار به‌صورت یک به یک است. با افزایش تقاضا برای نیروی کار، نرخ دستمزد حقیقی تا ۰/۰۰۱ درصد و نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات نیز تا ۰/۰۰۴ درصد افزایش می‌یابد. افزایش در تولید ناشی از افزایش در سرمایه‌گذاری نیز به میزان ۰/۰۴ درصد خواهد بود که این با افزایش تقاضای کل باعث ایجاد تورمی به میزان ۰/۰۰۰۱ درصد می‌شود. در نتیجهٔ افزایش تورم و همچنین افزایش مخارج سرمایه‌گذاری، میزان مصرف هر دو نوع خانوار کاهش می‌یابد. این آثار در شکل ۵ آمده است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]



شکل ۶. واکنش متغیرهای مدل به تکانهٔ مخارج سرمایه‌گذاری
منبع:محاسبات تحقیق

۵ نتیجه‌گیری

انتقال آثار سیاست پولی به متغیرهای کلان اقتصادی از طریق سازوکار انتقال پولی انجام می‌شود. این سازوکار شامل کانال‌های انتقال متعددی است که از مهم‌ترین آن‌ها کانال نرخ بهره (نرخ سود سیاستی) است. مطابق با این کانال، تغییرات در نرخ سود سیاستی در صورتی می‌تواند در متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار باشد که در وهلهٔ نخست بتواند در نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات اثرگذار باشد. حال، هرچه این اثرگذاری به یک نزدیک‌تر باشد، آنگاه گفته می‌شود گذار تغییرات از نرخ سود سیاستی به نرخ‌های سود بانکی کامل است و در

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

این حالت اثرگذاری سیاست پولی نیز بیشتر خواهد بود. برعکس، اگر گذار تغییرات به‌صورت کمتر از یک باشد، آن‌گاه ناقص بوده و لذا اثرگذاری سیاست پولی کاهش می‌یابد.

با توجه به اهمیت این موضوع، در این مطالعه با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، گذار نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا و به‌منظور بررسی الگو، پارامترهای مدل با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۸۸ و روش بیزین برآورد قرار شده است. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد گذار نرخ بهره از نرخ سود سیاستی به نرخ سود تسهیلات و سپرده‌ها ناقص است و به‌عبارت دیگر یک واحد درصد تغییر در نرخ سود سیاستی، باعث می‌شود نرخ‌های سود تسهیلات و سپرده‌ها به‌صورت کمتر از یک واحد درصد تغییر یابند. گذار ناقص مستخرج از پارامترهای برآوردشده، در شبیه‌سازی سیاست یک واحد درصد افزایش در نرخ سود سیاستی نیز قابلِ‌ملاحظه است، جایی که یک واحد درصد افزایش در نرخ سود سیاستی، تغییرات به‌نسبت کمتری در نرخ‌های سود سپرده‌ها و تسهیلات به‌همراه داشته است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی مبتنی بر نرخ سود سیاستی حالت انفعالی داشته و نمی‌تواند به‌درستی نسبت به نوسان‌های اقتصادی واکنش باثبات نشان دهد. این دو ویژگی مدل چند نتیجهٔ سیاستی به‌همراه دارد.

اول اینکه، ناقص‌بودن گذار نرخ بهره در ایران نشان می‌دهد که سیاست پولی مبتنی بر نرخ سود سیاستی و عملیات بازار باز در ایران نمی‌تواند کارایی لازم جهت تحقق اهداف رشد و تورمی داشته باشد و بنابراین افزایش کارایی ابزار سیاست پولی مستلزم پدیدآمدن شرایطی است که در آن گذار نرخ بهره به‌سمت یک نزدیک‌تر شود. این رویکرد در صورتی می‌تواند تحقق یابد که اولاً تعیین نرخ‌های سود توسط بانک‌ها و براساس هزینه و فایدهٔ آن‌ها صورت پذیرد و ثانیاً حجم نقدینگی در بازار بین‌بانکی و همچنین نرخ سود سیاستی در سطوحی باشند که انعکاس آن‌ها در نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات معقول و میسر باشد؛ در غیر این‌صورت، نمی‌توان نسبت به اثرگذاری سیاست پولی در آینده امیدوار بود.

دوم اینکه، حتی در صورت گذار کامل نرخ‌های سود، انفعالی‌بودن بانک مرکزی در تعیین نرخ سود سیاستی و نرخ رشد کل‌های پولی باعث می‌شود تا کماکان سیاست پولی نتواند اهداف نرخ تورم و تولید را محقق سازد. بنابراین در کنار امکان کامل‌بودن گذار نرخ بهره، لازم است عوامل و متغیرهای اثرگذار در سلطهٔ سیاست مالی رفع و در جهت غالب‌بودن سیاست پولی تمرکز شود. از مهم‌ترین این موارد، کنترل دولت در برداشت از بانک مرکزی و هدایت آن به‌سوی استفاده از منابعی غیر از منابع بانک مرکزی است. برگزاری سلسلهٔ حراج اوراق مالی دولت در سال ۱۳۹۹ ازجملهٔ این راهکارها محسوب می‌شود که باعث شد تا بخش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

قابلِ‌توجهی از کسری بودجهٔ دولت در سال ۱۳۹۹ از منابعی غیر از منابع بانک مرکزی تأمین شود. لیکن باید در نظر داشت این رویکرد در صورتی می‌تواند حداکثر اثرگذاری را داشته باشد که نرخ سود در بازار بین‌بانکی مستقل از نرخ اوراق دولتی تعیین شود.

سوم اینکه امکان ایجاد گذار کامل نرخ بهره باعث می‌شود تا یک تناسب میان هزینه‌های تجهیز منابع بانک‌ها و درآمدزایی بانک‌ها به‌وجود آید و لذا زیان‌دهی بانک‌ها و کسری ذخایر آن‌ها به یک پدیدهٔ نظام‌مند و متداول تبدیل نشود. در این‌صورت با کنترل اضافه‌برداشت بانک‌ها، امکان کاهش نرخ رشد پایهٔ پولی و نقدینگی فراهم شده و لذا می‌توان توأمان سیاستی را اجرا کرد که هم نرخ بهرهٔ سیاستی در جهتی مشخص و کارآمد تنظیم و اجرا شود و هم اینکه نرخ رشد نقدینگی محدودشده و به نرخ‌های تورم گسترده تبدیل نشود و در راستای تحقق نرخ تورم هدف تبیین شود.

فهرست منابع

جلائی اسفندآبادی، س. ع.، حسینی، س. ج.، و نظام‌آبادی پور، ح. (۱۳۹۱). بررسی جهش پولی نرخ ارز و پیش‌بینی آن با شبکه‌های عصبی مصنوعی در ایران. *فصلنامهٔ اقتصادکلان*، ۷(۱۴).

غفاری، ه.، جلولی، م.، و چنگی آشتیانی، ع. (۱۳۹۲). بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمدهٔ اقتصاد ایران (۱۳۵۵-۱۳۹۳). *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۳(۱۰)، ۴۱-۵۸.

Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy dsge model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72, 481–511.

Audzei, V., & Brazdik, F. (2018). Exchange rate dynamics and their effect on macroeconomic volatility in selected CEE countries. *Economic Systems*, in press.

Barguellil, A., Salha, O., & Zmami, M. (2018). Exchange rate volatility and economic growth. *Journal of Economic Integration*, 33(2), 1302–1336.

Binning, A. & Bjornland, H. & Maih, J. (2019). Is monetary policy always effective? Incomplete interest rate pass–through in a DSGE model. *Norges Bank Research*.

Blanchard, O. J., & Kahn, C. M. (1980). The solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica*, 48, 1305–1312.

Bondt, G. (2005). Interest rate pass- through: empirical results for the euro area. *German Economic Review*, 6 (1).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

Canova, F. (2017). Estimating DSGE Models with Dynare. *Bl Norwegian Business School, CAMP, FSBF, and CEPR.*

Ca`Zorzi, M., Kolasa, M., & Rubaszek, M. (2016). *Exchange rate forecasting with DSGE models* (European Central Bank Working Paper). No. 1905.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113, 1–45.

Christoffel, K., Coenen, G., & Warne, A. (2010). *Forecasting With DSGE Models* (European Central Bank Working Paper). No 1185.

Corvoisier, S. & R. Gropp (2002). Bank concentration and retail interest rates. *Journal of Banking and Finance* 26, 2155–2189.

Cottarelli, C. & A. Kourelis (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. *IMF Staff Papers* 41, 587–623.

Delnegro, M., & Schorfheide, F. (2013). Chapter 2- DSGE model – based forecasting. *Handbook of Economic Forecasting*, Vol 2, Part A, 57-140.

Domit, S., Monti, F. & Sokol A. (2016). *A Bayesian VAR benchmark for COMPASS* (Staf Working Paper, 583). Bank of England.

Gali, J. (2007). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the new keynesian framework and its applications.* New Jersy, Princeton University Press.

Galí, J., & Gertler, M. (2007). Macroeconomic modeling for monetary policy evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, 21(4), 25–45.

Gerali, A., S. Neri, L. Sessa, & F. M. Signoretti (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro area. *Journal of Money, Credit and Banking* 42 (s1), 107–141.

Kleimeier, S. and H. Sander (2002). Consumer credit rates in the Eurozone: Evidence on the emergence of a single retail banking market. *European Credit Research Institute Research Report*, No. 2.

Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. John Wiley & Sons Ltd, England.

Kreptsev, D., & Seleznev, S. (2018). Forecasting for the Russian economy using small scale DSGE models. *Russian Journal of Money and Finance*, 77(2), 51- 67.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]

Mankiw, N. G. (2006). The Macroeconomist as scientist and engineer. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 29–46.

Mojon, B. (2000). *Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy* (ECB Working Paper No. 40). European Central Bank.

Rousseas, S. (1985). A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics 8*, 135–144.

Smets, F., & Wouters, F. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97, 586–606.

Smets, F., & Wouters, F. (2003). An estimated stochastic dynamic general equilibrium model for the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2025-08-21]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1400.14.47.6.0]