فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۳ ۲۱(۳) ۲۹-۱

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

مقایسهٔ اثر تغییرات کفایت سرمایه بر اقتصاد و نظام بانکی ایران در بستر مقررات بال ۲ و ۳ (رویکرد DSGE)

محمد ارباب افضلی*، کامران ندری**، حسین توکلیان***

* * دانشجوی دکترای اقتصاد مالی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول).
** دانشیار دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع) ،تهران، ایران.
*** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی ، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۷ شهریور ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری:۲۰ آذر ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۲۰ آذر ۱۴۰۰

طبقه‌بندیJEL: C54 ، G21، O11، O42

واژگان کلیدی:
نسبت کفایت سرمایه، احتیاطی کلان، تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، مقررات بال، نظام بانکی)

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: m.a.afzali@mbri.ac.ir
0000-0001-9752-3729

آدرس پستی: تهران میدان آرژانتین، ابتدای آفریقا، پلاک ۱۰، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، طبقه ۶. کد پستی : ۱۵۱۴۹۴۷۱۱۱

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان نامه ی دکتری آقای محمد ارباب افضلی تحت راهنمایی دکتر کامران ندری و دکتر حسین توکلیان در پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.
قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

هدف از این مطالعه تجزیه و تحلیل اثرات تغییر در نسبت کفایت سرمایه به عنوان یک ابزار احتیاطی کلان بر رفتار اقتصاد کلان و همچنین نظام بانکی ایران است. برای این منظور از یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده شده و در برآورد آن با توجه به تکانه‌های ساختاری، چهار متغیر قابل‌مشاهده شامل شکاف متغیرهای تولید، کفایت سرمایه بانک‌ها، تورم، و نرخ رشد پایهٔ پولی در بازه زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹، در کنار برخی دیگر از پارامترهای مقداردهی شده از قبلدر فرایند برآورد بیزی استفاده شده است و در نهایت توابع واکنش آنی الگو در دو سناریو حاکمیت اصول توافق‌نامه بال ۲ یا ۳ در مورد نسبت کفایت سرمایه، مورد تفسیر قرار گرفته‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن است که تقویت و ارتقای نسبت کفایت سرمایه در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثرات مثبت در نرخ رشد اقتصادی و نیز کاهش قابل توجه در نرخ تورم خواهد داشت. همچنین نتایج نشان داد که بانک‌های کشور در برابر تقویت نسبت کفایت سرمایه واکنش فوری از خود نشان می‌دهند و با افزایش تسهیلات‌دهی سعی در تعدیل مجدد این نسبت دارند. از اینرو در میان‌مدت و بلندمدت نمی‌توان نسبت به تثبیت یا کاهش فرایند خلق نقدینگی و افزایش حجم پول از محل تقویت نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها امیدوار بود. از دیگر یافته‌های الگو این است که به طور کلی خارج شدن نسبت کفایت سرمایه از مقادیر تعادلی خود در نظام بانکی ایران در شرایط فرضی استقرار مقررات بال ۳، متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین مؤلفه‌های عملیات بانکی را در مقایسه با شرایط حاکمیت اصول بال ۲ با نوسانات کمتری مواجه می‌کند.

ارجاع به مقاله:
ارباب افضلی، محمد.، ندری، کامران و توکلیان، حسین. (۱۴۰۳). مقایسهٔ اثر تغییرات کفایت سرمایه بر اقتصاد و نظام بانکی ایران در بستر مقررات بال ۲ و ۳ (رویکرد DSGE). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۱(۳)، ۲۹-۱.

10.22055/jqe.2021.38511.2405

© 2024 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

بانک‌ها به عنوان موسسات مالی و خدماتی نقش تعیین‌کننده‌ای در گردش پول و ثروت جامعه برعهده دارند و از این‌رو از جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد هر کشور برخوردارند. از این‌رو فعالیت مطلوب و موثر بانک‌ها می‌تواند در رشد بخش‌های مختلف اقتصادی و افزایش سطح کمی و کیفی تولیدات آثار مهمی بر جای گذارد. بر این اساس از یک سو با توجه به توسعه بخش بانکی کشور و از سوی دیگر شرایط خاص اکوسیستم بانکداری بین‌المللی که در آن

پیروی از اصول و توصیه‌های نهادها و سازمان‌هایی نظیر کمیته بال[1] از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است، لزوم پایش مستمر مخاطرات بخش بانکی کشور از بعد کلان اهمیت مضاعف یافته است. نسبت بالای مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول بانک‌ها، غیرجاری‌شدن مطالبات بانک‌ها از دولت، پیشی‌گرفتن تسهیلات بانک‌ها از سپرده‌های آن‌ها، فقدان ابزارهای مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها و پدیده‌هایی از این قبیل نشان می‌دهند که تأمین سلامت نظام بانکی کشور باید به یک دغدغه جدی سیاستگذاران اقتصادی تبدیل شده و برای آن چاره‌اندیشی شود. به علاوه بر پایه یافته‌های تحقیقات انجام شده پس از بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸، نظارت بر بانک‌ها در مقیاس خرد، صرف نظر از میزان کارآمدی آن، لزوماً سلامت نظام بانکی را در مقیاس کلان برآورده نمی‌کند. از این رو لحاظ نمودن اهداف تثبیتی از سوی سیاست‌گذار پولی در تابع هدف خود با درنظر داشتن اقتضائات چرخه‌ای اقتصاد کلان، در کنار سایر اهداف متعارف خود، می‌تواند زمینه را برای نظارت مؤثرتر بر شبکه بانکی و در نتیجه کاهش آثار سو مورد اشاره در فوق، فراهم نماید (Catalan & Ganapolsky, 2014). از طرف دیگر اثرگذاری استانداردهای کمیته بال که با هدف ایجاد رهنمودهای لازم جهت بهبود عملکرد بانک‌ها در جهت پوشش مخاطرات مختلف طراحی شده است، هنوز بر نوسانات اقتصادکلان ایران مورد آزمون و شبیه‌سازی قرار نگرفته است. از این‌رو به دلیل اهمیت رابطه عملکرد سیستم بانکی و بخش واقعی اقتصاد، ارتباط آن با استانداردهای مقررات بال، درک و تبیین عکس‌العمل بین مقررات سرمایه بانک و نوسانات اقتصاد کلان برای سیاستگذاران و محققان اقتصادی اهمیت به‌سزایی دارد.

مطالعات سال‌های پس از بحران مالی، ابزارهای احتیاطی کلان[2] مختلفی را به منظور تثبیت مالی و جلوگیری از انتقال تکانه‌های مالی به بخش واقعی اقتصاد طراحی نموده‌اند که می‌توان آن‌ها را در سه دسته کلی؛ ابزارهای سمت دارایی[3]، ابزارهای بر پایه نقدینگی[4] و ابزارهای بر پایه سرمایه[5] تقسیم‌بندی نمود (Akram, 2014). اما مدل‌سازی

[1] Basel Committee on Banking Supervision
[2] Macroprudential instruments
[3] Asset-side tools
[4] Liquidity-base tools
[5] Capital-base tools

سیاست‌های احتیاطی کلان و به طور کلی وارد نمودن بخش‌های مالی و بانکداری در تحلیل‌های تجربی اقتصاد کلان در ایران مقوله‌ایست که کمتر مورد توجه محققان قرار گرفته است. از میان ابزارهای سه‌گانه احتیاطی کلان که در بالا به آن‌ها اشاره شد، با توجه به مقتضیات نظام بانکی ایران و قابلیت کاربردی ابزارهای مختلف، در این تحقیق از ابزارهای احتیاطی بر پایه سرمایه و با محوریت نسبت کفایت سرمایه[۶] استفاده خواهیم نمود. اصل کفایت سرمایه از مهمترین اصول استانداردهای کمیته بال است که بر حفظ و نگهداری نسبت مشخصی از سرمایه در هر بانک تأکید دارد. سرمایه مناسب و کافی یکی از شرایط لازم برای حفظ سلامت نظام بانکی است و هریک از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای تضمین ثبات و پایداری فعالیت‌های خود باید همواره نسبت مناسبی را میان سرمایه و ریسک موجود در دارایی‌های خود برقرارنمایند. از این رو در این مطالعه سعی خواهد شد، با به‌کارگیری یک الگو DSGE، اثرات تغییر در نسبت کفایت سرمایه به عنوان یک ابزار احتیاطی کلان مدل‌سازی شده بر اقتصاد کلان و همچنین رفتار نظام بانکی ایران، مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

۲- پیشینه تحقیق

لازی و همکاران[۷] در تحقیقی که در بانک مرکزی اروپا[۸] در سال ۲۰۱۸ انجام دادند، با استفاده از یک الگوی DSGE در مقیاس متوسط، عملکرد اقتصاد کلان را در شرایط مختلف اعمال مقررات سپر سرمایه ضدچرخه‌ای (CCyB)[۹] برای یک اقتصاد باز کوچک[۱۰] برآورد کرده‌اند. آنها دریافتند که قوانین مبتنی بر شکاف اعتباری، منجر به شکل‌گیری یک اثر جانشینی میان تثبیت نوسانات ناشی از بازار مسکن و نوسانات ناشی از تکانه‌های تقاضای خارجی می‌شود. در چنین شرایطی اگر رگولاتور قیمت مسکن را هدف قرار دهد، این اثر جانشینی از بین می‌رود. در نتیجه، قانون ساده بهینه CCyB فقط به قیمت مسکن بستگی دارد اما به شکاف اعتباری بستگی ندارد. علاوه بر این قانون ساده بهینه منجر به افزایش قابل توجهی رفاه در

[6] Capital adequacy ratio

[7] Lozej and etc. (2018)

[8] European Central Bank (ECB)

[9] Countercyclical capital buffer

[10] Small open economy

مقایسه با وضعیتی که مقررات CCyB وجود ندارد، نمی‌شود (Lozej, Onorante & Rannenberg, 2018).

هریستوف و هالسوینگ[11] در سال ۲۰۱۷ یک الگو DSGE ارائه می‌دهند که در آن بانک‌ها در پرتفوی تسهیلات اعطایی خود با ضررهای غیرمنتظره روبرو می‌شوند و از سوی سیاستگذار نیز مشمول تنظیم مقررات کفایت سرمایه هستند. این چارچوب برای بررسی اهمیت تعامل بین شرایط اقتصاد کلان، نکول اعتبار و سرمایه بانک و نیز بررسی مکانیزم انتقال تکانه‌های اقتصاد کلان استفاده می‌شود. در چهارچوب پیشنهادی که آنها ارائه داده‌اند، الگو به خوبی با داده‌های منطقه یورو سازگاری دارد. تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تعامل فوق الذکر به طور قابل توجهی قدرت پاسخگویی اقتصاد به طرف تقاضا اختلالات پولی را افزایش می‌دهد. این افزایش به ویژه در خصوص تکانه مصارف دولت بسیار شدید است. الگو آنها همچنین می تواند دو ویژگی بازار مالی را که در ادبیات تجربی ثبت شده است را تکرار کند. اول موافق‌چرخه‌ای[12] بودن سودآوری بانک و پاسخ ضدچرخه‌ای نرخ‌های نکول و گسترش اعتبار به تکانه‌های سیاست پولی (Hristov & Hülsewig, 2017).

روبیو و کاراسکو-گالگو[13] در سال ۲۰۱۶ طی مطالعه‌ای یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) را که دارای بازار مسکن و واسطه مالی است، به عنوان مبنایی برای ارزیابی رفاه حاصل از تغییر مقررات بانکی بال ۱، ۲ و ۳، بکار گرفته‌اند و دریافتند که الزامات مربوط به کفایت سرمایه وضع شده از سوی رگولاتور، نسبت به وضعیت بدون وجود این مقررات، لزوما رفاه بالاتری را برای جامعه به ارمغان نمی‌آورد. با این حال، با توجه به توصیه بال ۳ مبنی بر این که باید از سرمایه اضافی اختیاری برای جلوگیری از رشد بیش از حد اعتبار استفاده شود، آنها در مطالعه خود برای لحاظ کردن سپر سرمایه، یک «قاعده احتیاطی‌کلان ضدچرخه‌ای» پیشنهاد کرده‌اند که در آن الزامات سرمایه‌ای مصرح در توصیه‌نامه‌های بال به رشد اعتبارات، تولید و قیمت مسکن واکنش نشان می‌دهد. در نهایت

[11] Hristov and Hülsewig (2017)

[12] Pro-cyclicality

[13] Rubio & Carrasco-Gallego (2016)

یافته‌های آنها در این خصوص حاکی از آن است که اجرای بهینه مولفه‌های احتیاطی کلان در بال ۳، می‌تواند سطح رفاه را بهبود بدهد (Rubio & Carrasco-Gallego (2016).

پاگادوان و ماژوکا[14] در مطالعه سال ۲۰۱۶خود یک الگو DSGE را برای یک اقتصاد باز کوچک با رویکرد کینزی جدید توسعه دادند. در این الگو روابط میان بخش مالی و واقعی اقتصاد از طریق سیستم بانکی و تنظیم مقررات احتیاطی کلان شکل داده شده است. مطالعه آنها دو هدف اصلی دارد. اول، درک نقش واسطه گری بانکی و اصطکاک‌های مالی در انتقال سیاست پولی؛ و دوم، بررسی پیامدهای اعمال مقررات احتیاطی کلان در سیستم بانکی بر بخش واقعی اقتصاد. نتایج تحقیقات آنها حاکی از آن است که اگرچه ابزارهای احتیاطی کلان پیش بینی شده توسط بانک‌های مرکزی ممکن است به هدف حفاظت از ثبات مالی سیستم بانکی دست یابد، اما مراقبت از تأثیرات آنها در نوسانات چرخه‌های تجاری کوتاه مدت اقتصاد مهم است (Pagaduan & Majuca, 2016).

آگنور و همکاران[15] در سال ۲۰۱۲ در مقاله خود اثرات سیکلی مقررات سرمایه بانک را در یک الگو نیوکینزی و با وجود بازار ناقص اعتبارات و کانال هزینه سیاست پولی بررسی کرده‌اند. یافته‌های این مقاله حاکی از این است که سرمایه بانک ابزاری در اختیار بانک قرار می‌دهد تا بتواند اعتبار گیرندگان را کنترل کند و احتمال بازپرداخت وام افزایش یابد. در این مقاله مقررات کفایت سرمایه بر اساس اصول بال۱ و بال۲ برای یک کشور در حال توسعه با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی مدل‌سازی شده است. شبیه‌سازی تکانه عرضه بیانگر این است که احتمال بازپرداخت به نسبت سرمایه به وام وابسته است و مقررات کفایت سرمایه بر اساس اصول بال۲ اثرات سیکلی کمتری نسبت به مقررات کفایت سرمایه بر اساس اصول بال۱ دارد (Agenor, Alper & Pereira da Silva, 2012).

از میان پژوهشگران ایرانی درگاهی و هادیان در سال ۱۳۹۶ طی مطالعه‌ای به بررسی نقش سیاست‌های اقتصاد کلان در ثبات مالی اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها در ابتدا الگویی طراحی کرده‌اند تا توانایی نشان دادن آثار سیاست‌های مالی، پولی و ارزی را بر محیط اقتصاد کلان، با لحاظ بخش مالی داشته باشد. سپس با توجه به ماهیت دولتی بودن اقتصاد ایران و وابستگی آن به درآمدهای نفتی، آثار تکانه درآمدهای نفتی بر محیط اقتصادی و به

[14] Pagaduan and Majuca (2016)

[15] Agenor, P-R: K. Alper and Pereira da Silva,(2012)

ویژه بخش مالی در دو وضعیت «شرایط موجود» و «شرایط کاربرد سیاست‌های ثبات‌ساز در اقتصاد کلان» را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. نتایج این تحقیق در بردارنده دو نکته مهم است: اول آنکه کاربرد سیاست‌های ثبات‌ساز در اقتصاد کلان، از طریق کاهش نوسانات متغیرهای بخش حقیقی، باعث کاهش بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری‌های بخش مالی می‌شود، و دوم اینکه به دلیل ارتباط دوسویه بخش مالی و بخش واقعی، اثرات کاهش بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری‌های بخش مالی سبب تقویت آثار سیاست‌های ثبات‌ساز در اقتصاد کلان در بخش واقعی می‌شود (Dargahi & Hadian, 2017). الباجی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی تاثیرپذیری اقتصاد کلان ایران از سیاست های پولی و ارزی با روش DSGE پرداخته اند. نتایج نشان می‌دهد که سیستم ارزی مدیریت‌شده (MER) چهار برابر برتری نسبت به هر چهار سیستم فوق‌العاده است و زیان‌های بانک مرکزی را تا حد زیادی کاهش می‌دهد و در مقایسه با سایر سامانه‌های چشم، نوسانات بخش خارجی اقتصاد ایران نیز می‌باشد. به حداقل رساند. بنابراین لازم است بانک مرکزی در تنظیم بسته های سیاستی به شدت از نظام ارزی میانی به عنوان سناریوی غالب استفاده کند (Albaji, Azarbayjani, & Daei-Karimzadeh, 2023). هستیانی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی بانکداری متعارف و اسلامی پرداخته اند، که نتایج تحقیق نشان داد عملکرد بانک های اسلامی در مقایسه با بانک های نظام بانکی متعارف بر اساس هر دو مدل، کاراتر می باشد (Abolhasani Hastiani, Amini Milani, Sharif Moghaddasi, & Bayat, 2024).

۳- الگو تحقیق

برای بررسی اهداف این مطالعه، از یک الگوی DSGE نیوکنزی مشابه با الگو بکارگرفته شده توسط روبیو و کاراسکو-گالگو در مطالعه سال ۲۰۱۶ استفاده کرده‌ایم که در آن علاوه بر مصرف، مسکن نیز در تابع مطلوبیت خانوار وجود دارد. این اقتصاد بسته شامل خانوارهای صبور (پس اندازکننده) و بی‌تاب (وام گیرنده)، واسطه‌گران مالی (بانکداران) و یک بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی است. خانوارها در طول دوره کار می‌کنند و سپس منابع حاصل را صرف تقاضا برای کالاهای مصرفی و مسکن می‌کنند و بخشی را نیز به صورت نقد نگه‌داری می‌کنند. البته روبیو و کاراسکو-گالگو پول را تابع مطلوبیت خانوار را در نظر نگرفته‌اند، اما در این مطالعه فرض بر این است که خانوارهای ایرانی نیز مقداری از ثروت خود را به صورت پول حفظ می‌کنند.

واسطه‌گران مالی یا همان بانکداران وظیفه گردش وجوه بین مصرف‌کنندگان را دارند. از آنجا که آنها در این امر تحت مقررات سیاستگذار پولی (بانک مرکزی) عمل می‌کنند، در میزان و شرایط سپرده‌پذیری خود از پس اندازکنندگان و همچنین اعطای تسهیلات به وام گیرندگان با محدودیت اعتباری مواجه هستند. بنگاه نماینده نیز نیروی کار عرضه شده از سوی خانوارها را به کالای نهایی تبدیل می‌کند.

الگو ما شامل بخش بانکی نیز هست که برای بحث در مورد مقررات کفایت سرمایه در توافق نامه بال بسیار مهم است. علاوه بر این ما پول را نیز در تابع مطلوبیت خانوار وارد میکنیم. بنابراین به نظر می‌رسد که الگو پیشنهادی در این مطالعه حاوی ویژگی‌های لازم برای مواجهه با سوالات تحقیق است و شواهد تجربی از آن پشتیبانی می‌کند.

۴- خانوار

۴-۱- پس‌اندازکنندگان

خانوارهای پس‌اندازکننده در این الگو از طریق انتخاب مصرف، مسکن، پول و عرضه نیروی کار به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت تنزیل شده انتظاری بین دوره‌ای خود هستند.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_s^t \left[\log C_{s,t} + j \log H_{s,t} + \frac{m_t^{1-\zeta}}{1-\zeta} - \frac{(N_{s,t})^{\eta}}{\eta} \right], \qquad (۱)$$

که در آن $\beta_s \in (0,1)$ عامل تنزیل ذهنی است. E_0 عملگر انتظارات و متغیرهای $C_{s,t}$، $H_{s,t}$، m_t و $N_{s,t}$ به ترتیب نماینده مصرف خانوار پس‌اندازکننده در زمان t، تقاضا برای سطح مشخصی از مسکن، تقاضای پول و ساعات کار برای این خانوار هستند. همچنین $1/(\eta-1)$ کشش عرضه نیروی کار و $1/(\zeta-1)$ کشش تقاضای پول را نمایندگی می‌کنند و در آنها شرط $\eta \succ 0$ و $\zeta \succ 0$ برقرار است. ضریب $j \succ 0$ نیز بیانگر وزن نسبی مسکن در تابع مطلوبیت می‌باشد.

این خانوار در حداکثرسازی تابع مطلوبیت فوق با قید بودجه بین‌زمانی زیر مواجه است:

$$C_{s,t}+m_t+d_t+q_t(H_{s,t}-H_{s,t-1})=\frac{R_{s,t-1}d_{t-1}}{\pi_t}+w_{s,t}N_{s,t}+\frac{m_{t-1}}{\pi_t}+\frac{X_t-1}{X_t}Y_t, \quad (۲)$$

در رابطه (۲) d_t نشان‌دهنده مبالغ سپرده‌گذاری شده نزد بانک‌ها از سوی پس‌انداز کنندگان است. همچنین $R_{s,t}$ بازده ناخالص یا همان نرخ سود اعطایی به سپرده‌گذاران، q_t قیمت هر واحد مسکن مصرفی خانوار و $w_{s,t}$ نرخ دستمزد واقعی هستند. عبارت $\frac{X_t-1}{X_t}Y_t$ ناظر به سود بنگاه می‌باشد که به خانوار پس‌اندازکننده تعلق می‌گیرد و در آن X_t مارک‌آپ بنگاه و Y_t سطح تولید است. با این صورت‌بندی، شروط مرتبه اول در بهینه‌یابی به شرح زیر خواهند بود:

$$\frac{1}{C_{s,t}}=\beta_s E_t\left(\frac{R_{s,t}}{\pi_{t+1}C_{s,t+1}}\right), \quad (۳)$$

$$\frac{q_t}{C_{s,t}}=\frac{j}{H_{s,t}}+\beta_s E_t\left(\frac{q_{t+1}}{C_{s,t+1}}\right), \quad (۴)$$

$$w_{s,t}=(N_{s,t})^{\eta-1}C_{s,t}. \quad (۵)$$

$$\frac{1}{C_{s,t}}=m^{-\zeta}+\frac{1}{C_{s,t}R_{s,t}} \quad (۶)$$

رابطه (۳) معادله اولر یا همان شرط بین زمانی مصرف را نشان می‌دهد. رابطه (۴) بیانگر تقاضا برای مسکن، معادله (۵) عرضه نیروی کار و بالاخره رابطه (۶) تابع تقاضای پول را نمایندگی می‌کنند.

۲-۴- قرض‌گیرندگان

تابع مطلوبیت خانوار قرض‌گیرنده به شکل زیر است:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \left[\log C_{b,t} + j \log H_{b,t} - \frac{(N_{b,t})^{\eta}}{\eta} \right], \quad (۷)$$

که در آن $\beta_b \in (0,1)$ عامل تنزیل ذهنی خانوار غیرصبور (بی‌تاب) است. این خانوار برای حل تابع مطلوبیت فوق با قید بودجه و قید وثیقه به شرح زیر مواجه است:

$$C_{b,t} + \frac{R_{b,t} b_{t-1}}{\pi_{t+1}} + q_t (H_{b,t} - H_{b,t-1}) = b_t + w_{b,t} N_{b,t}, \quad (۸)$$

$$b_t \le E_t \left(\frac{1}{R_{b,t+1}} k q_{t+1} H_{b,t} \pi_{t+1} \right), \quad (۹)$$

در اینجا b_t ناظر به حجم و $R_{b,t}$ نرخ سود ناخالص تسهیلات اعطایی به قرض‌گیرندگان می‌باشد و k را می‌توان نسبت وام به ارزش وثیقه[16] (LTV) تفسیر نمود. در این شرایط وام گیرندگان با قیدی مواجه هستند که مطابق با آن سقف تسهیلات اعطایی به آنها حداکثر به میزان ارزش فعلی تنزیل شده موجودی مسکن خودشان خواهد بود. شرایط مرتبه اول در فرآیند حداکثرسازی مطلوبیت خانوارهای قرض‌گیرنده به شرح زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{C_{b,t}} = \beta_b E_t \left(\frac{R_{b,t+1}}{\pi_{t+1} C_{b,t+1}} \right) + \lambda_{b,t}, \quad (۱۰)$$

$$\frac{j}{H_{b,t}} = E_t \left(\frac{1}{C_{b,t}} q_t - \beta_b E_t \left(\frac{q_{t+1}}{C_{b,t+1}} \right) \right) - \lambda_{b,t} E_t \left(\frac{1}{R_{b,t+1}} k q_{t+1} \pi_{t+1} \right), \quad (۱۱)$$

$$w_{b,t} = (N_{b,t})^{\eta-1} C_{b,t}. \quad (۱۲)$$

که در رابطه (۱۰) $\lambda_{b,t}$ ضریب تکاثر در قید استقراض می‌باشد.

۳-۴- واسطه‌گران مالی (بانک‌ها)

بانک‌ها به عنوان اصلی‌ترین واسطه‌گران مالی در این الگو به دنبال حداکثرسازی سود خود به شرح زیر می‌باشند:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_f^t \left[\log div_{f,t} \right], \quad (۱۳)$$

[16] Loan to Value Ratio

در این رابطه $\beta_b \in (0,1)$ نرخ تنزیل واسطه‌گر مالی (بانک) و $div_{f,t}$ سود حاصل از فعالیت آن طی دوره می‌باشد که فرض می‌شود در همان دوره به طور کامل توسط واسطه‌گر مالی (بانک) مصرف می‌شود. بنابراین: $div_{f,t} = C_{f,t}$.

$$div_{f,t} + \frac{R_{s,t-1} d_{t-1}}{\pi_t} + b_t = d_t + \frac{R_{b,t} b_{t-1}}{\pi_t}, \quad (۱۴)$$

قید بودجه‌ای که واسطه‌گر مالی (بانک) در مسأله حداکثرسازی سود خود با آن مواجه است نیز در رابطه (۱۴) آمده است. در سمت راست این رابطه منابع بانک شامل سپرده‌های خانوارهای پس‌اندازکننده و بازپرداخت تسهیلات قبلی خانوارهای قرض‌گیرنده قرار دارد. بانک این منابع را صرف پرداخت به سپرده‌گذاران، اعطای تسهیلات جدید و یا مصرف خود (اقلام سمت چپ رابطه (۱۴)) می‌کند.

مطابق با رویکرد روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶) فرض می‌کنیم که بانک تحت مقرارت کفایت سرمایه فعالیت می‌کند و میزان سرمایه آن نیز برابر با حجم تسهیلات اعطایی (b_t) به عنوان دارایی‌های بانک، منهای سپرده‌های خانوارها نزد بانک به عنوان بدهی بانک به دست می‌آید:

$$Cap_t = b_t - d_t. \quad (۱۵)$$

بنابراین برای تأمین مقرارت کفایت سرمایه، حاصل تقسیم سرمایه به دارایی‌های بانک بایستی از نسبت معینی بزرگتر باشد:

$$\frac{b_t - d_t}{b_t} \geq CRR. \quad (۱۶)$$

رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$d_t \leq (1 - CRR) b_t. \quad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷) اگر فرض کنیم $\gamma = (1 - CRR)$، می‌توانیم شرط نسبت کفایت سرمایه را به عنوان قید وثیقه استاندارد به صورت زیر بازتعریف کنیم:

$$d_t \leq \gamma b_t. \quad (۱۸)$$

که در آن $\gamma \prec 1$ و شرایط مرتبه اول برای سپرده‌ها و تسهیلات به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{1}{div_{f,t}} = \beta_f E_t\left(\frac{R_{s,t}}{div_{f,t+1}\pi_{t+1}}\right) + \lambda_{f,t}, \quad (۱۹)$$

$$\frac{1}{div_{f,t}} = \beta_f E_t\left(\frac{R_{b,t+1}}{div_{f,t+1}\pi_{t+1}}\right) + \gamma\lambda_{f,t}, \quad (۲۰)$$

در این روابط $\lambda_{f,t}$ ضریب تکاثر قید استقراض برای واسطه‌گر مالی (بانک) است و از آنجا که واسطه‌گران مالی نرخ تنزیل کمتری در مقایسه با سپرده گذاران دارند ($\beta_f \prec \beta_s$)، این شرط متضمن آن است که در شرایط تعادل پایدار این ضریب تکاثر از شرایط زیر برخوردار است:

$$\lambda_f = \frac{\beta_s - \beta_f}{\beta_s} \succ 0 \quad (۲۱)$$

.

۴-۴- تولیدکننده کالای نهایی

مجموعه‌ای از تولیدکنندگان کالاهای نهایی یکسان وجود دارد که تحت شرایط رقابت کامل و قیمت‌های انعطاف‌پذیر فعالیت می‌کنند. آنها کالاهای واسطه‌ای را بر اساس تابع تولید زیر تبدیل به کالای نهایی می‌کنند:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dz\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (۲۲)$$

در این رابطه $\varepsilon \succ 1$ و نماینده کشش جانشینی میان کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولید کننده کالای نهایی با تقاضای مشخصی از کالاهای واسطه‌ای z، اقدام به حداقل‌سازی هزینه‌های خود در تولید کالای نهایی $Y_t(z)$ می‌کند:

$$Y_t = \left(\frac{P_t(z)}{P_t}\right)^{-\varepsilon} Y_t, \quad (۲۳)$$

در اینجا P_t شاخص قیمت بوده و مطابق با روابط بالا به صورت زیر در خواهد آمد:

$$P_t = \left[\int P_t(z)^{1-\varepsilon} dz\right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}}, \quad (۲۴)$$

۵-۴- تولید کننده کالای واسطه‌ای

با پیروی از مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶) کالاهای واسطه‌ای در یک بازار رقابت انحصاری و بر اساس تابع تولید زیر تولید می‌شوند:

$$Y_t(z) = A_t N_{s,t}(z)^{\alpha} N_{b,t}(z)^{(1-\alpha)} \quad (۲۵)$$

در این تابع تولید $\alpha \in [0,1]$ تعیین‌کننده اندازه نسبی نیروی کار عرضه شده از سوی هریک از خانوارهای پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده می‌باشد[۱۷].

این تابع تولید کاب-داگلاس به این معنی است که در فرآیند تولید، استفاده از ظرفیت نیروی کار هریک از دو گروه خانوارهای پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده، جانشین کامل یکدیگر نیستند. این فرض را می توان با این واقعیت توجیه کرد که پس‌اندازکنندگان مالکان بنگاه‌ها هستند و دستمزد آنها بالاتر از قرض‌گیرندگان است. یا اینکه پس‌اندازکنندگان مسن‌تر از قرض‌گیرندگان هستند و بنابراین ماهرتر یا باتجربه‌تر هستند.

در این تابع تولید A_t نماینده سطح تکنولوژی بوده و از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول به شرح زیر پیروی می‌کند:

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + u_{At} \quad (۲۶)$$

در این رابطه ρ_A ضریب اتورگرسیو و u_{At} تکانه توزیع‌شده نرمال تکنولوژی می‌باشد. مقدار تکنولوژی در سطوح پایدار را می‌توانیم معادل ۱ درنظر بگیریم. تقاضای نیروی کار از سوی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای برای دو گروه خانوار نیز به شرح روابط زیر تعیین می‌شود:

$$w_{s,t} = \frac{1}{X_t}\alpha\frac{Y_t}{N_{s,t}}, \quad (۲۷)$$

$$w_{b,t} = \frac{1}{X_t}(1-\alpha)\frac{Y_t}{N_{b,t}}, \quad (۲۸)$$

در روابط فوق X_t مارک‌آپ قیمت یا همان معکوس هزینه نهایی تولید کالای واسطه‌ای z است. مسأله قیمت‌گذاری برای تولیدکننده کالای واسطه‌ای، از الگوی کالوو[۱۸] پیروی می‌کند. یعنی تولیدکننده کالای واسطه‌ای خود را با قیمت $P_t(z)$ به فروش می‌رساند و با احتمال

---

[۱۷] توجه شود که اندازه مطلق هر گروه یک است.

[18] Calvo (1983)

$1-\theta, \in [0,1]$ قادر خواهد بود قیمت فروش را در هر دوره تغییر دهد. اگر $P_t^*(z)$ قیمت جدید بهینه باشد، خواهیم داشت:

$$\sum_{k=0}^{\infty}(\theta\beta)^k E_t\left\{\Lambda_{t,k}\left[\frac{P_t^*(z)}{P_{t+k}}-\frac{\varepsilon/(\varepsilon-1)}{X_{t+k}}\right]Y_{t+k}^*(z)\right\}=0 \qquad (۲۹)$$

در این رابطه $\varepsilon/(\varepsilon-1)$ مارک‌آپ قیمت در شرایط تعادل پایدار می‌باشد و سطح کلی قیمت‌ها نیز از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P_t=\left[\theta P_{t-1}^{1-\varepsilon}+(1-\theta)(P_t^*)^{1-\varepsilon}\right]^{1/(1-\varepsilon)} \qquad (۳۰)$$

با استفاده از معادلات (۲۹) و (۳۰) و لگاریتم‌خطی کردن روابط می‌توان منحنی فیلیپس نیوکینزی[19] پیش‌نگر استاندارد را به شکل $\hat{\pi}_t=\beta E_t\hat{\pi}_{t+1}-\psi\hat{x}_t+u_{\pi t}$ استخراج نمود که مطابق با آن تورم با تورم انتظاری رابطه مثبت و با مارک‌آپ قیمت رابطه عکس دارد $(\psi\equiv(1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta)$. همچنین $u_{\pi t}$ تکانه توزیع‌شده نرمال فشار هزینه می‌باشد.

۶-۴- بانک مرکزی و سیاستگذاری پولی

برخلاف رویکرد روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)، در این مطالعه از قاعده تیلور[20] برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی استفاده نشده است. زیرا از یک سو در قاعده تیلور ابزار سیاست پولی نرخ بهره است و در ایران به دلیل حاکم بودن قانون بانکداری بدون ربا، بانک مرکزی نمی‌تواند از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کند. از سوی دیگر مکانیسم اعمال سیاست پولی از طریق قاعده تیلور مبتنی بر عملیات بازار باز صورت می‌پذیرد که منتهی به کنترل پایه پولی می‌شود. در این خصوص شرط بسیار مهم عملیاتی شدن قاعده تیلور آن است که بخش قابل توجه دارایی‌های بانک مرکزی به صورت اوراق قرضه دولتی باشد و بانک مرکزی بتواند به‌راحتی از طریق خرید و فروش اوراق در بازار بین‌بانکی اقدام به سیاست پولی نماید. این در حالی است که سهم اوراق دولتی در ترازنامه بانک مرکزی ایران و پایه پولی ناچیز است و به همین دلیل عملا توانایی کنترل نقدینگی در اقتصاد را ندارد. بنابراین با توجه به این محدودیت و با درنظر داشتن این نکته که به دلیل تمایل

[19] New Keynesian Phillips Curve

[20] Taylor rule

بالای بانک مرکزی در کنترل کل‌های پولی بانک مرکزی در کنترل کل‌های پولی مانند نرخ رشد پایه پولی و عرضه پول، این متغیرها در کشورهای نوظهور و در حال توسعه مانند ایران کارآیی بیشتری نزد سیاستگذار دارند، بنابراین بهتر دیده شد تا تابع واکنش بانک مرکزی به تغییرات تولید و تورم بر اساس این نوع متغیرها تنظیم شود. از آنجا که قاعده مک‌کالم[۲۱] بانک مرکزی را ملزم می‌کند نرخ رشد اسمی تولید ناخالص داخلی را با استفاده از پایه پولی به عنوان ابزاری برای سیاست گذاری هدف قرار دهد (Elahi and etc, 2018)، به نظر می‌رسد این قانون گزینه مناسبی برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی ایران است، بنابراین در این مطالعه ما از قانون مک‌کالم به جای قاعده تیلور استفاده می‌کنیم (رابطه (۳۱)).

$$\mu_t = \zeta_\mu \mu_{t-1} + \varphi_\pi \pi_t + \varphi_Y y_t + \varepsilon\mu_t \quad (۳۱)$$

$$\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (۳۲)$$

رابطه (۳۲) نیز بیانگر معادله رشد حجم پول در فرم لگاریتم-خطی شده می‌باشد. فرم معادلات بالا در حالت پایدار به شرح زیر خواهد بود:

$$\hat{\mu}_t = \zeta_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \varphi_\pi (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^\tau) + \varphi_Y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^\tau) + \varepsilon\mu_t \quad (۳۳)$$

$$\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \quad (۳۴)$$

۴-۷- تعادل و شرط تسویه بازارها

از آنجا که عرضه کل مسکن ثابت بوده و در مقیاس واحد نرمال شده، می‌توان نتیجه گرفت که قیمت مسکن توسط تقاضا در این بازار تعیین می‌گردد. بنابراین شرایط تسویه بازار به صورت زیر خواهد بود:

$$Y_t = C_{s,t} + C_{b,t} + C_{f,t} \quad (۳۵)$$

$$H_{s,t} + H_{b,t} = 1 \quad (۳۶)$$

عرضه نیروی کار (روابط (۵) و (۱۲)) و تقاضای نیروی کار (روابط (۲۷) و (۲۸)) با یکدیگر برابر هستند و بنابراین بازار کار در شرایط تسویه قرار دارد. تعادل در بازارهای مالی (نظام بانکی) با مقررات نظارتی وضع شده بر بانک‌ها تعیین می‌شود. بنابراین شرط تسویه این بازار هم به صورت زیر خواهد بود:

[21] McCallum rule

$$D_t = (1 - CRR)b_t \qquad (۳۷)$$

۵- برآورد الگو

روش مورد استفاده برای برآورد پارامترهای ساختاری الگو روش بیزی[۲۲] است. مرحلهٔ اول در استفاده از روش بیزی تعریف توابع توزیع پیشین[۲۳] برای پارامترهای الگوست. در مرحلهٔ بعد با استفاده از داده‌های برخی از متغیرهای قابل‌مشاهدهٔ[۲۴] الگو و ترکیب تابع توزیع پیشین با تابع حداکثر راست‌نمایی، تابع توزیع پسین[۲۵] برآورد می‌گردد. میانهٔ توزیع پسین نشان‌دهندهٔ مقدار پارامتر ساختاری مورد نظر است. در این مطالعه، از الگوریتم متروپولیس-هستینگز[۲۶] جهت برآورد پارامترهای الگو استفاده شده است.

با توجه به اینکه چهار تکانه ساختاری شامل تکانه بهره‌وری، سیاست پولی، تورم و کفایت سرمایه در الگو وجود دارد، بنابراین می‌توان حداکثر پنج متغیر قابل‌مشاهده برای برآورد الگو استفاده کرد. با توجه به تکانه‌های ساختاری الگو، چهار متغیر قابل‌مشاهده شامل شکاف متغیرهای تولید، کفایت سرمایه بانک‌ها، تورم، و نرخ رشد پایهٔ پولی در بازه زمانی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۹، در فرایند برآورد بیزی استفاده شده است.

نظر به بهره‌گیری از داده‌های فصلی، در گام نخست لازم است تأثیرات فصلی با استفاده از یکی از تکنیک‌های تعدیل فصلی حذف شود. در این مطالعه از روش X12 برای تعدیل فصلی متغیرها استفاده شده است. شکاف یک متغیر به‌صورت انحراف لگاریتم آن از مقدار بالقوه‌اش تعریف می‌شود. مقدار بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[۲۷] (HP) با فرض پارامتر هموارسازی $\lambda = 677$ محاسبه می‌شود (Einain & Barakchian, 2014).

[22] Bayesian
[23] Prior distribution functions
[24] Observable variables
[25] Posterior distribution function
[26] Metropolis-Hastings Algorithm
[27] Hodrick prescott filter

۱-۵- مقداردهی به برخی از پارامترها

پیش از برآورد پارامترهای الگو به روش بیزی، به منظور افزایش حداکثری درجه آزادی برای تخمین پارامترهای اصلی الگو، لازم است برخی از پارامترهایی که مقادیر آنها در تحقیقات معتبر مشابه تخمین زده شده مشخص و مقدار آنها کالیبره شود. بر این اساس **جدول ۱** هشت پارامتری که بر مبنای مطالعات انجام شده در حوزه تحقیق قابل کالیبره کردن می‌باشند را در کنار نسبت‌های کفایت سرمایه مصرح در بیانه‌های کمیته بال نشان می‌دهد.

جدول ۱. پارامترهای کالیبره‌شدهٔ الگو بر اساس داده‌های اقتصاد ایران
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Calibrated parameters of the model based on Iranian economic data
Source: Research Calculations

پارامتر	توضیح	مقدار	مأخذ
β_s	نرخ ترجیح زمانی برای خانوار پس‌اندازکننده	۰٫۹۶	مطالعه همتی و توکلیان (۱۳۹۷)
β_b	نرخ ترجیح زمانی برای خانوار قرض‌گیرنده	۰٫۹۴	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
β_f	نرخ ترجیح زمانی برای بانک	۰٫۹۳	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
j	وزن تقاضای مسکن در تابع مطلوبیت خانوار	۰٫۱	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
η	کشش تقاضای نیروی کار	۲	مطالعه توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)
k	نسبت وام به به ارزش دارایی۲۸	۰٫۹	مطالعه الهی و همکاران (۱۳۹۷)
α	سهم نیروی کار عرضه شده از سوی خانوار پس‌اندازکننده در تابع تولید	۰٫۶	مطالعه روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶)
ζ	کشش تقاضای پول	۱	مطالعه توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)
BII CRR	نسبت کفایت سرمایه بر پایه بال ۲	۰٫۰۸	نسبت پیشنهادی بیانیه کمیته بال
BIII CRR	نسبت کفایت سرمایه بر پایه بال ۳	۰٫۱۰۵	نسبت پیشنهادی بیانیه کمیته بال

۲-۵- توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو

در برآورد بیزی پارامترهای الگو ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود مشخص شوند. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب می‌شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزی، پارامترها را برآورد کرد. برآورد الگو در فضای برنامه Dynareتحت نرم افزار Matlab صورت گرفته است. برای این منظور همانطور که پیشتر اشاره شد از قالب الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده اند.

همانطور که در **جدول ۲** نشان داده شده است، از توزیع بتا برای پارامترهای ρ_{pi} ، ρ_A ، ρ_μ و ρ_{CRR} که ضرایب فرایندهای خودرگرسیونی آنها در بازه صفر تا یک قرار دارند، استفاده شده است. همچنین توزیع گاما توزیعی با دامنهٔ از صفر تا بینهایت است. به همین دلیل برای پارامترهایی مانند χ که دارای دامنهٔ مثبت‌اند، از این توزیع استفاده می‌شود. درصورتیکه برای این پارامترها از توزیع نرمال استفاده شود، ممکن است برای مشاهدات با چند انحراف معیار پایین‌تر از میانگین، به مقادیری برسیم که خارج از دامنهٔ مدنظر برای آن پارامتر هستند. از توزیع نرمال برای پارامترهایی مانند φ_Y و φ_{pi} استفاده می‌شود که بیکران هستند. برای انحراف معیار تکانه‌های چهارگانه الگو نیز توزیع درنظر گرفته‌شده گامای معکوس با انحراف معیار بینهایت است (**جدول ۳**). توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترهای الگو (میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها) در **جدول ۲** آورده شده است. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو نیز در **پیوست ۱** آورده شده است.

به منظور تشخیص همگرایی تک‌تک پارامترها و کل پارامترهای الگوی شبیه‌سازی شده از آزمون تشخیصی زنجیرهٔ مونت‌کارلوی مارکوف[۲۹] تک‌متغیره و چندمتغیره استفاده شده است. آزمون‌های همگرایی بروکس و گلمن[۳۰] صحت و قابل‌اتکا بودن تخمین پارامترهای

[29] Markov chain Monte Carlo

[30] MCMC univariate/multivariate convergence diagnostic

الگو را تضمین می‌کنند. زیرا تقریباً پس از گذشت یک میلیون نمونه‌گیری، همگرایی کلی حاصل شده است (**پیوست ۲**).

جدول ۲. برآورد پارامترهای الگو بر اساس روش بیزی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 2. Estimation of model parameters based on the Bayesian method
Source: Research Calculations

پارامتر	توزیع پیشین			توزیع پسین			
	نوع	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	فاصله اطمینان ۹۰ درصد	
ρ_A	بتا	۰٫۲	۰٫۱۰۷۴	۰٫۲۲۸۷	۰٫۱۵	۰٫۰۷۱۳	۰٫۳۸۴۲
ρ_{pi}	بتا	۰٫۳	۰٫۰۶۰۶	۰٫۳۱۲۶	۰٫۰۶	۰٫۲۱۹۴	۰٫۴۰۲۵
ρ_{μ}	بتا	۰٫۷۶	۰٫۰۰۹۶	۰٫۷۶۴۵	۰٫۰۱	۰٫۷۵۰۱	۰٫۷۷۸۷
ρ_{CRR}	بتا	۰٫۳	۰٫۰۹۱۳	۰٫۳۵۲۵	۰٫۱	۰٫۲۲۲۵	۰٫۴۸۷۹
φ_{pi}	نرمال	-۱٫۵	۰٫۰۹۵۸	-۱٫۴۷۰۶	۰٫۱	-۱٫۶۰۵۱	-۱٫۳۳۵۶
φ_Y	نرمال	-۰٫۶۵	۰٫۰۵۹۷	-۰٫۶۲۷۳	۰٫۰۶	-۰٫۷۲۲۲	-۰٫۵۳۵۲
χ	گاما	۰٫۰۶	۰٫۰۳۷۲	۰٫۰۲۹	۰٫۰۵	۰٫۰۰۰۹	۰٫۰۵۴۹

جدول ۳. برآورد انحراف معیار تکانه‌های الگو بر اساس روش بیزی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Estimation of the standard deviation of the model impulses based on the Bayesian method
Source: Research Calculations

پارامتر	توزیع پیشین			توزیع پسین			
	نوع	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	فاصله اطمینان ۹۰ درصد	
σ_A	گامای معکوس	۰٫۰۴۰	۰٫۰۰۳۶	۰٫۰۴۲۵	۰٫۰۵۰۰	۰٫۰۳۶۱	۰٫۰۴۸۷
σ_{pi}	گامای معکوس	۰٫۰۱۸	۰٫۰۰۷۰	۰٫۰۱۲۴	۰٫۰۱۰۰	۰٫۰۰۷۱	۰٫۰۱۷۲
τ	گامای معکوس	۰٫۰۴۳	۰٫۰۱۷۱	۰٫۰۴۱۸	۰٫۰۸۰۰	۰٫۰۳۵۰	۰٫۰۴۸۶

σ_{CRR}	گامای معکوس	۰٫۰۰۰۷	۰٫۰۹۱۳	۰٫۰۰۷۴	۰٫۰۱۰۰	۰٫۰۰۶۳	۰٫۰۰۸۴

۶- تفسیر نتایج

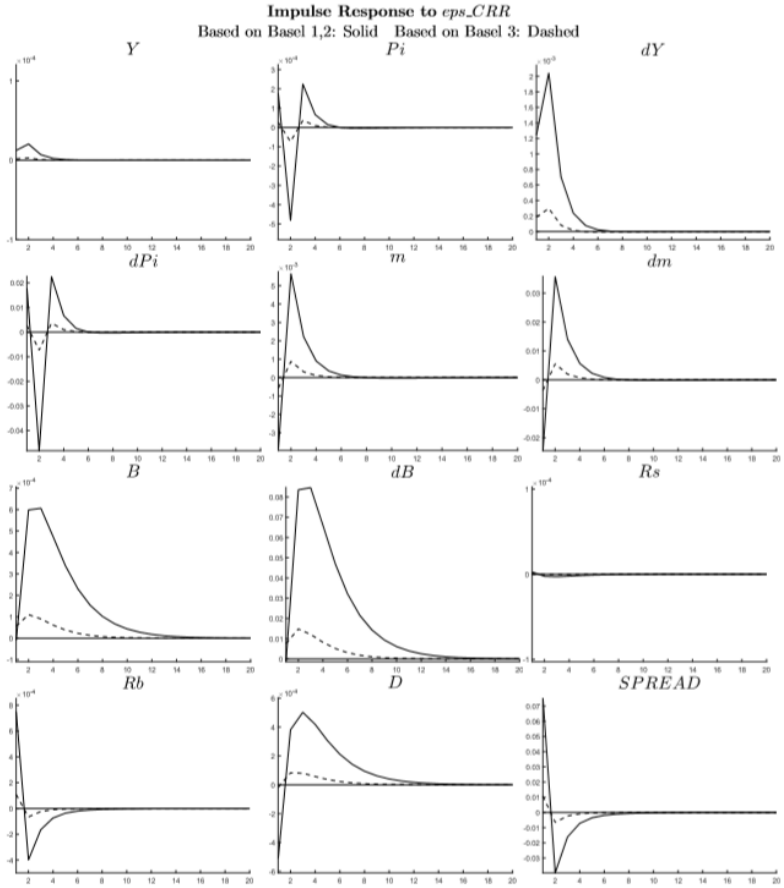
جهت بررسی پویایی متغیرهای اقتصادی نسبت به تکانه‌های مختلف، از نمودارهای عکس‌العمل آنی که بر اساس الگوی برآورد شده به دست آمده و از ابزارهای مهم تجزیه وتحلیل اقتصادی به شمار می‌روند استفاده می‌شود. با توجه به اینکه متغیرهای الگو به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان هستند اعداد درج شده در محور عمودی نمودارهای عکس‌العمل آنی، با ضرب آن‌ها در عدد ۱۰۰، درصد تغییرات متغیرها را نشان می‌دهند .برای مثال عدد ۰٫۰۲۵ نشان‌دهنده ۲٫۵ درصد می‌باشد. البته در مورد متغیرهایی مانند نرخ تورم که به صورت رشد می‌باشند، این اعداد میزان انحراف متغیر مورد نظر از وضعیت باثباتشان را نشان می‌دهند. در این حالت عدد ۰٫۰۲۵ برای متغیری مثل نرخ تورم، نشان‌دهنده انحراف نرخ تورم به میزان ۲٫۵ درصد از وضعیت باثباتش می‌باشد.

۶-۱- بررسی توابع عکس‌العمل آنی

نمودار ۱ نشان‌دهنده توابع واکنش آنی متغیرهای منتخب به تکانه نسبت کفایت سرمایه در نظام بانکی (eps_CRR) می‌باشد. منحنی ممتد (Solid) نشان‌دهنده رفتار تابع واکنش آنی متغیرها در شرایط استقرار مقررات بال۲ است. یعنی حالتی که حداقل نسبت کفایت سرمایه از سوی رگولاتور ۸ درصد تعیین شده و منحنی نقطه‌چین (Dashed) بیانگر رفتار این تابع در شرایط استقرار مقررات بال ۳ (تعیین حداقل نسبت کفایت سرمایه ۱۰٫۵ درصدی در نظام بانکی) است. مطابق با این نمودار در شرایط استقرار مقررات بال ۲ با وقوع یک تکانه در نسبت کفایت سرمایه به مقدار یک انحراف معیار، سطح تولید ناخالص داخلی (Y) به میزان بسیار کمی (۰٫۰۱۲ درصد) افزایش می‌یابد و در مدت کوتاهی (کمتر از ۴ فصل) نیز اثر آن کاملا خنثی می‌شود. اما تغییرات این متغیر یا به عبارتی رشد اقتصادی (dY) با افزایش ۱٫۳ درصدی در بدو امر همراه است که طی دو فصل بعد به مقدار ۲ درصد نیز افزایش می‌یابد. این واکنش از فصل سوم به بعد رو به میرا شدن گذاشته به نحوی که از فصل هفتم به بعد اثری از آن باقی نمی‌ماند. اما در شرایط فرضی استقرار

مقررات بال ۳ واکنش هر دو متغیر یاد شده به وقوع تکانه در نسبت کفایت سرمایه، به مراتب کمتر از حالت قبل می‌باشد.

درخصوص نوع واکنش متغیر تورم (Pi) به تکانه نسبت کفایت سرمایه **نمودار ۱** نشان می‌دهد که این متغیر در شرایط استقرار مقررات بال ۲ در مواجهه با تکانه یاد شده رفتاری نوسانی از خود نشان می‌دهد. بطوریکه در بدو امر با افزایشی ۱٫۴ درصدی مواجه می‌شود، اما در فصل دوم با کاهشی در حدود ۶ درصدی مواجه می‌شود. اما در فصل سوم با افزایش دوباره خود را به محدود مثبت ۲ درصد می‌رساند و تا پایان فصل ششم که رو به میرا شدن می‌گذارد، در محدوده مثبت باقی می‌ماند. در شرایط استقرار مقررات بال ۳ نیز همین رفتار نوسانی در مقیاسی کوچکتر اما در بازه زمانی مشابه مشاهده می‌شود.



نمودار ۱. واکنش متغیرهای منتخب به تکانه نسبت کفایت سرمایه*

مأخذ: نتایج پژوهش

*خط ممتد: در شرایط استقرار بال ۲، نقطه‌چین: در شرایط استقرار بال ۳

Figure 1. Response of selected variables to the capital adequacy ratio impulse

Source: Research Calculations

*Continuous line: Basel I and II,, Dotted line:Basel III

واکنش متغیر پایه پولی (m) و تغییرات آن (dm) به تکانه نسبت کفایت سرمایه حاکی از آن است که این دو متغیر در ابتدای امر افت قابل ملاحظه‌ای را پاسخ به این تکانه تجربه

می‌کنند. اما در فصل دوم با افزایش‌های قابل ملاحظه به این تکانه واکنش نشان می‌دهند. به نحوی که متغیر پایه پولی (m) در شرایط استقرار مقررات بال ۲، از فصل اول تا دوم با افزایشی بیش از ۸ درصد خود را به محدوده مثبت ۵ درصد رسانده و تا فصل هفتم که کاملا اثر آن از بین می‌رود در محدوده مثبت باقی می‌ماند. مشابه چنین رفتاری اما بطور خفیف‌تر در شرایط استقرار مقررات بال ۳ از متغیر پایه پولی و تغییرات آن دیده می‌شود.

اما در بررسی رفتار بانک در مواجهه با تکانه نسبت کفایت سرمایه باید گفت به‌طور کلی در هنگام بروز تکانه نسبت کفایت سرمایه بانک می‌تواند با تغییر در میزان سپرده‌پذیری (D) و تسهیلات‌دهی (B) خود و همچنین تغییر در نرخ‌های سود تسهیلات (R_b) و نیز نرخ سود پرداختی به سپرده‌گذاران (R_s)، در برابر این تکانه موضع‌گیری کند.

مطابق **نمودار ۱** جدی‌ترین و شدیدترین واکنش بانک در مواجهه با تکانه نسبت کفایت سرمایه، افزایش قابل ملاحظه در حجم تسهیلات اعطایی می‌باشد. همانطور که توابع واکنش آنی B و dB نشان می‌دهند هم در شرایط استقرار مقررات بال ۲ و هم در شرایط فرضی وجود مقررات بال ۳، حجم تسهیلات اعطایی بانک‌ها در طی فصول اول و دوم به شدت افزایش می‌یابد. به نحوی که اثر آن تا بیش از ۱۲ فصل تحت شرایط بال ۲ و در حدود ۸ فصل تحت استقرار مقررات بال ۳ ماندگار خواهد بود. به نظر می‌رسد این تغییر رفتار محسوس بانک در سیاست‌های اعتباری خود را می‌توان تلاشی در جهت جذب و ایجاد دارایی‌های بیشتر به منظور تعدیل مجدد نسبت کفایت سرمایه و نیز ایجاد درآمدهای آتی برای مجموعه تفسیر نمود.

از سوی دیگر توابع واکنش آنی نرخ‌های سود سپرده (R_s) و تسهیلات (R_b) در **نمودار ۱** نشان دهنده موضع‌گیری متفاوت بانک در قبال درآمدهای خود تحت شرایط جدید است. همانطور که مشاهده می‌شود تابع واکنش آنی نرخ سود سپرده (R_s) پس از وقوع تکانه در نسبت کفایت سرمایه چه در شرایط استقرار بال ۲ و چه در شرایط وجود مقررات بال ۳، دچار تغییر نمی‌شود. اما نمودار مربوط به نرخ سود تسهیلات (R_b) در هر دو سناریو در ابتدا با افزایش مواجه می‌شود و پس از مدتی دچار تعدیل می‌شود. این مسأله را اینگونه می‌توان تفسیر کرد که بانک‌ها در پاسخ به تکانه نسبت کفایت سرمایه با هدف حفظ و ارتقای سطح سودآوری خود، به سرعت اقدام به افزایش نرخ سود تسهیلات اعطایی (R_b) می‌کنند اما نسبت به تغییر در نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها (R_s) ضرورتی

احساس نمی‌کنند. مؤید این مطلب تابع واکنش آنی متغیر اسپرد بانکی ($SPRED$) در بخش انتهایی **نمودار ۱** می‌باشد.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به دنبال این بودیم که با به‌کارگیری یک الگو DSGE، اثرات تغییرات کفایت سرمایه به عنوان یک ابزار احتیاطی کلان مدل‌سازی شده بر اقتصاد کلان و همچنین رفتار نظام بانکی مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. برای این منظور از یک الگوی DSGE مشابه با الگو بکارگرفته شده توسط روبیو و کاراسکو-گالگو (۲۰۱۶) استفاده کردیم که در آن علاوه بر مصرف، مسکن و پول نیز در تابع مطلوبیت خانوار وجود دارد. همچنین برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی از قاعده تیلور به دلیل اینکه در آن ابزار سیاست پولی نرخ بهره است و در ایران به دلیل حاکم بودن قانون بانکداری بدون ربا، بانک مرکزی نمی‌تواند از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کند، استفاده نکردیم و از آنجا که قانون مک‌کالم بانک مرکزی را ملزم می‌کند نرخ رشد اسمی تولید ناخالص داخلی را با استفاده از پایه پولی به عنوان ابزاری برای سیاست گذاری هدف قرار دهد، بنابراین از قانون مک‌کالم به جای قاعده تیلور استفاده کردیم. در این راستا براساس تفسیر توابع واکنش آنی الگو در دو سناریو حاکمیت مقررات توافق‌نامه بال ۲ یا ۳ در مورد نسبت کفایت سرمایه، نتایج زیر به دست آمدند:

۱- تحت شرایط استقرار مقررات بال ۲، هرگونه تغییر در نسبت کفایت سرمایه به نحوی که موجب تقویت و ارتقای این نسبت گردد، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثرات مثبت در نرخ رشد اقتصادی و نیز کاهش قابل توجه در نرخ تورم خواهد داشت.

۲- تقویت نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های کشور از آنجا که با واکنش فوری آنها برای تعدیل دوباره آن با استفاده از افزایش تسهیلات‌دهی همراه می‌شود، در میان‌مدت و بلندمدت نمی‌تواند مانعی جدی در برابر خلق نقدینگی و افزایش حجم پول قلمداد شود. اگرچه در شرایط استقرار مقررات بال ۳ سیاستگذار می‌تواند امیدواری بیشتری نسبت به این موضوع داشته باشد.

۳- یکی از واکنش‌های جدی بانک‌ها در مواجهه با تقویت برونزای نسبت کفایت سرمایه‌شان، افزایش قابل توجه در نرخ تسهیلات اعطایی می‌باشد که به نظر می‌رسد با توجه به تعیین دستوری این نرخ‌ها از سوی سیاستگذار، عمدتا از طریق ابزارهایی نظیر

طرح‌های جذب سپرده امتیازی، مسدودسازی بخشی از مبلغ تسهیلات و نظایر اینها از سوی بانک‌ها قابلیت اعمال دارد. اما همانگونه که توابع واکنش آنی نشان می‌دهند، این افزایش نرخ‌ها در مدت زمان نسبتا کوتاهی (دو فصل) تعدیل می‌شوند و از اینرو بانک‌ها به سرعت خود را با شرایط جدید وفق می‌دهند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که درآمد و سودآوری آنها در میان‌مدت و بلندمدت تحت تأثیر این تکانه قرار نمی‌گیرد. البته در شرایط فرضی استقرار مقررات بال ۳ می‌توان امیدوار بود این نوسانا کوتاه‌مدت در درآمد عملیاتی بانک‌ها نیز به حداقل برسد.

۴- خارج شدن نسبت کفایت سرمایه از مقادیر تعادلی خود در نظام بانکی ایران در شرایط فرضی استقرار مقررات بال ۳، متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین مؤلفه‌های عملیات بانکی نظیر توان تسهیلات‌دهی، جذب سپرده و نرخ‌های سود را در مقایسه با شرایط حاکمیت اصول بال ۲ با نوسانات کمتری مواجه می‌کند.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial suort for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abolhasani Hastiani, A., Amini Milani, M., Sharif Moghaddasi, A., & Bayat, R. (2024). Investigating the performance of Islamic banking compared to conventional banking in the selected countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *20*(4), 180-214 . doi:10.22055/jqe.2022.41810.2512 [in Persian]

Agenor, P.R., Alper, K., & da Silva, L. P. (2012). Capital requirements and business cycles with credit market imperfections. *Journal of Macroeconomics*, *34*, 687-705.

Albaji, y., Azarbayjani, K., & Daei-Karimzadeh, S. (2023). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks

Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 20*(4), 1-37. doi:10.22055/jqe.2021.33852.2255 [in Persian]

Akram, Q. F. (2014). *Macro effects of capital requirements and Macroprudential policy*. *Journal of Economic Modelling*, 42, 77-93

Catalan, M., & Ganapolsky, E. (2014). On The Optimality of Bank Capital Requirement Policy in a Macroeconomic Framework. *Journal of Alied Economics, 17(2),* 229–255.

Dargahi, H., & Hadian, M. (2017). The Role of Macroeconomic Policies in the Financial Stability of Iran's Economy: The DSGE Aroach, *Journal of Monetary and Banking Researchs*, 34, 559-590. https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-697-en.pdf . [In Persian].

Elahi, N., Kia al-Husseini, Z., & Salehi Razwa, M. (2018). Regularity of Monetary Policy in Iran Inspired by the "Rule of Conversation", *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 6(24), 7-31. https://qjfep.ir/browse.php?a_id=429&sid=1&slc_lang=en. [In Persian].

Einian, M., & Barakchian, S.M. (2014). Measuring and Dating Business Cycles in the Iranian Economy. *Journal of Monetary and Banking Researchs (JMBR)*, 7(20): 161-194. http://jmbr.mbri.ac.ir/files/site1/user_files_e040ee/m_einian-A-10-44-1-52c2328.pdf. [In Persian].

Hematy, M & Tavakolian, H. (2019). Evaluation of Price Setting Models in Iran's Economy (DSGE Aroach). *Journal of Monetary and Banking Researchs (JMBR)*, 11(38): 698-655. http://jmbr.mbri.ac.ir/browse.php?a_id=1131&sid=1&slc_lang=en . [In Persian].

Hristov, N., & Hülsewig, O. (2017). Unexpected loan losses and bank capital in an estimated DSGE model of the euro area. *Journal of Macroeconomics 54*, 34-49.

Jesson, A., Pagaduan, R., & Majuca, P. (2016). Macroprudential Regulation in a DSGE Model of the Philiines with Financial-Real Linkages. *DLSU Business & Economics Review 25(2)*, 1-23.

Lozej, M., Onorante, L., & Rannenberg, A. (2018). Countercyclical capital regulation in a small open economy DSGE model, *ECB Working Paper*, No. 2144, ISBN 978-92-899-3249-3, European Central Bank (ECB), Frankfurt a. M., http://dx.doi.org/10.2866/807985

Roland, M. (2017). *Capital regulation and the macroeconomy: Empirical evidence and macroprudential policy*. European Economic Review, http://dx.doi: 10.1016/j.euroecorev.2017.03.010.

Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. (2016). The New Financial Regulation in Basel III and Monetary Policy: A Macroprudential Aroach. *Journal of Financial Stability*, http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2016.07.012

Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. (2014). Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare, *Journal of Banking & Finance, Elsevier, vol. 49(C)*, 326-336.

Tavakolian, H., & Jalali Naeeni, A. (2017). Optimal and Discretionary Monetary and Exchange Policies in Iran: A DSGE Aroach. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(70), 33-98. doi:10.22054/ijer.2017.7966. https://ijer.atu.ac.ir/article_7966_27f8c750c9f4aec7bb518f1db525f37e.pdf?lang=en. [In Persian].

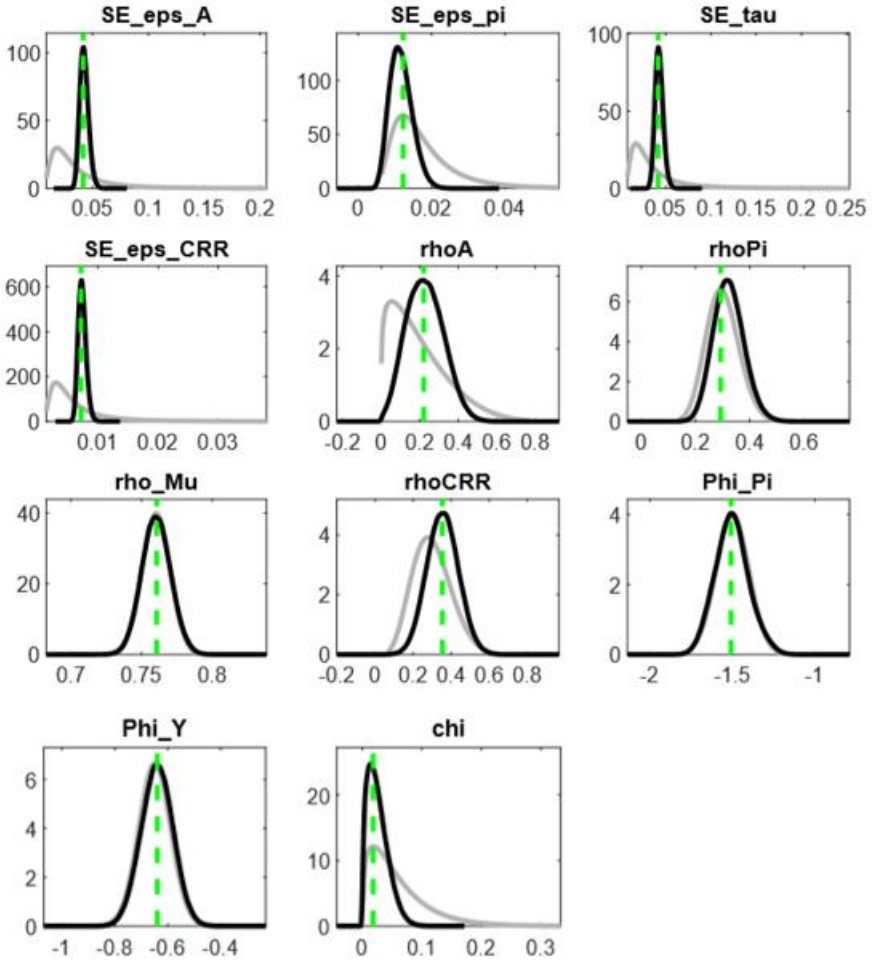
Tavakolian, H. (2015). Optimal, Discretionary And Rule-Based Monetary Policy In Achieving 5-Year Development Plans' Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Aroach. *Journal of Monetary And Banking Researches*, 8(23), 1-38. http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-en.pdf. [In Persian].

Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory & policy*. Cambridge, MIT Press.

۸- پیوست‌ها:

پیوست ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو

Appendix 1. Prior and posterior distribution of model parameters



نمودار ۲. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگو

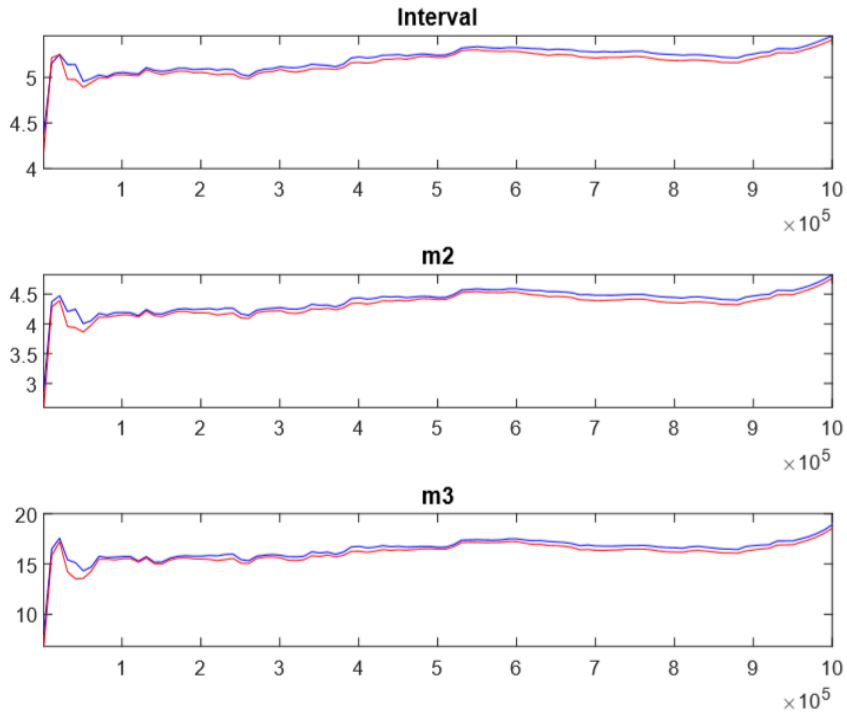
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 2. Prior and posterior distribution of model parameters

Source: Research Calculations

پیوست ۲. آزمون تشخیصی مونت‌کارلو مارکوف (*MCMC*) چند متغیره

Appendix 2. Multivariate Monte Carlo Markov (MCMC) diagnostic test



نمودار ۳. آزمون تشخیصی مونت‌کارلو مارکوف (MCMC) چند متغیره

مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 3. Multivariate Monte Carlo Markov (MCMC) diagnostic test

Source: Research Calculations