Archive of SID

دوفصلنامهٔ علمی
جستارهای اقتصادی ایران
س۱۶، ش۳۱، بهار و تابستان ۱۳۹۸
صفحات ۱۱۱-۱۳۶

Biquarterly Journal
of
Iran's Economic Essays
Vol.16, No.31, Spring & Summer 2019

بررسی واکنش تورم به سیاست پولی انقباضی در نظام بانکداری اسلامی ایران براساس مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

سیدرضا میرابراهیمی*
بیت‌اله اکبری مقدم**
سیدفخرالدین فخرحسینی***
اکبر میرزاپورباباجان****

چکیده

در ایران، شورای پول و اعتبار نرخ سود را به‌صورت دستوری و با توجه به نرخ تورم تعیین می‌کند. منتقدان نظام بانکی کشور معتقدند که این موضوع با روح بانکداری اسلامی (مشارکت در سود و زیان) سازگاری ندارد و بانکداری اسلامی ضد ادوار تجاری است که این امکان در سیستم فعلی بانکی ایران وجود ندارد. این مقاله با توجه به اجرای سیاست‌های پولی مبتنی بر نظام بانکداری اسلامی در ایران، اهمیت کانال هزینه را براساس الگوی کینزین‌های جدید از سیکل تجاری بررسی می‌کند و شرایطی را می‌آزماید که تحت آن، الگو می‌تواند یک پاسخ مثبت از تورم در یک شرایط انقباض پولی ایجاد کند. داده‌های استفاده شده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به‌طور سالانه برای دوره زمانی ۱۳۴۵-۱۳۹۵ از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. نخست، مدل، حول نقطه باثبات، لگاریتم خطی شد و سپس پارامترهای آن با استفاده از مطالعات انجام شده و حقایق آشکار شده در ادبیات تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شد و سرانجام با رهیافت بلانچارد و کان در محیط نرم‌افزار Matlab با محاسبه و ترسیم نمودار توابع واکنش آنی بررسی شد. نتایج نشان از آن است که واکنش تورم به شوک سیاست پولی انقباضی، به مقدار پارامتر کانال هزینه بستگی دارد. نرخ تورم و نرخ اجاره سرمایه پس از اعمال سیاست پولی انقباضی در جهت مخالف حرکت می‌کنند. بنابراین، سیاست‌گذاران در بانک مرکزی نباید نگران افزایش کوتاه‌مدت تورم پس از اعمال سیاست پولی انقباضی باشند.

واژگان کلیدی: معمای قیمت، الگوی کینزین جدید، سیاست پولی انقباضی، بانکداری اسلامی، کانال هزینه، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C11, C15, E31, E32.

---

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین s_reza_mir@yahoo.com
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین (نویسنده مسئول) akbari.beitollah@gmail.com
*** استادیار گروه حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن F_fkm21@yahoo.com
**** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین akbar.mirzapour@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۹/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۱۳

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

تورم به‌عنوان یکی از معضلات اقتصادی اساسی موجب اخلال در نظام تخصیص قیمت‌ها و توزیع درآمد جامعه می‌شود. بی‌ثباتی تورم نه‌تنها موجب کاهش اعتبار سیاست‌گذاران اقتصادی می‌شود، بلکه می‌تواند موجب بی‌ثباتی سیاسی نیز شود. تورم در بلندمدت ریشه‌های ساختاری دارد که از طرف عرضه می‌توان به ساختار هزینه‌ای بنگاه و پایین بودن بهره‌وری کل اقتصاد و از طرف تقاضا به رشد نقدینگی و وضعیت مالی دولت اشاره کرد (عیسی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۵).

تورم مسیر توسعه را ناهموار می‌کند و اقشار آسیب‌پذیر جامعه را تحت فشار قرار می‌دهد و همچنین، عدالت اجتماعی را خدشه‌دار می‌کند و میزان رقابت‌پذیری کالای داخلی را در بازارهای جهانی کاهش می‌دهد (دهمرده و کسایی، ۱۳۹۰).

تورم باعث نااطمینانی در قیمت‌های فروش، هزینه‌های تولید و پیش‌بینی سود مورد انتظار آینده می‌شود و همچنین باعث نااطمینانی در تصمیم‌های مصرف‌کننده در زمان خرید کالا و در کل غیرقابل پیش‌بینی شدن تقاضای کالا می‌شود (عرب‌مازار و نظری‌گوار، ۱۳۹۱).

در ایران سال‌ها تورم دو رقمی وجود دارد. با توجه به آثار منفی تورم در اقتصاد، بررسی ویژگی‌ها و راه‌های مقابله با آن دغدغه اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. بررسی نرخ‌های تورم در دوره‌های زمانی تقریباً بلندمدت در ایران نشان‌دهنده چسبندگی و به‌عبارتی پایداری تورم است. البته درجه پایداری جهت بررسی تأثیر سیاست‌های پولی در اقتصاد کشور بسیار اهمیت دارد (امیری و همکاران، ۱۳۹۶).

کنترل تورم یکی از مسائل مهم کشور در طول چهار دهه اخیر بوده است؛ زیرا تورم افزون‌بر جنبه اقتصادی، دارای تبعات سیاسی و اجتماعی قابل توجهی است؛ چون افراد جامعه به نوعی با آن ارتباط مستقیم و روزمره دارند. از آنجاکه مردم در قبال تورم بی‌تفاوت نیستند، برای کاهش آثار مخرب ناشی از آن ناگزیر به اقدامات مناسبی می‌باشند؛ بنابراین، مهار تورم یکی از نقاط قوت دولت‌ها به شمار می‌رود. یکی از راه‌های مهار تورم اعمال سیاست پولی انقباضی است. اعلام افزایش نرخ سود بانکی توسط بانک مرکزی یکی از این سیاست‌هاست. از آنجاکه مسائل اقتصادی از جمله تولید و تورم ارتباط زیادی با هم دارند، باید جنبه‌های مختلف اعمال هر سیاستی بررسی شود.

یکی از راه‌های مهار تورم اعمال سیاست پولی انقباضی است. سیاست پولی که بیشتر از جانب اقتصاددانان کلاسیک حمایت می‌شود از طریق تغییر در حجم پول، تغییر در رشد حجم پول و نرخ سود و تغییر شرایط اعطای تسهیلات مالی صورت می‌گیرد. هدف اصلی این نوع سیاست‌ها، کنترل عرضه پول و تنظیم رابطه بین پول، تولید و تورم است. نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها، تغییر در نرخ تنزیل مجدد و عملیات بازار باز، ابزارهای مهم سیاست‌های پولی به شمار می‌رود (دهقان‌هراتی و همکاران، ۱۳۹۳).

www.SID.ir

Archive of SID

در این مقاله الگوی کینزین جدید ادوار تجاری برای اقتصاد ایران استفاده و کانال هزینه‌ای سیاست‌های پولی با در نظر گرفتن سیستم بانکداری اسلامی در کشور ارزیابی و بحث شده است.

۲. بانک مرکزی و ابزار سیاست پولی

براساس نتایج مطالعات موجود، جایگاه و فعالیت‌های بانک مرکزی از دیدگاه فقهی از دو منظر قابل بررسی است: نخست، ارائه مجوز به بانک مرکزی جهت نظارت، کنترل و هدایت نظام بانکی و دوم، جواز فقهی به ابزارهای مورد استفاده بانک مرکزی جهت اعمال سیاست‌های پولی که در این بخش به اختصار به آنها پرداخته می‌شود.

از نظر اسلام به دولت (به معنای حاکمیت) حق داده می‌شود که بر تمام فعالیت‌های اقتصادی دولتی و خصوصی نظارت داشته باشد (موسویان، ۱۳۷۹). تمام نهادها، سازمان‌ها و مؤسسه‌های اجتماعی و اقتصادی موظفند ساختار اجرایی و مدیریتی خود را به‌گونه‌ای طراحی کنند که قابلیت نظارت و هدایت آنها از طرف دولت براساس مصالح اسلام و مسلمانان فراهم باشد. بنابراین، بانک مرکزی به‌عنوان نماینده دولت، بر فعالیت‌های نظام پولی با تصویب قوانین، فعالیت‌های بانک تجاری، مؤسسه‌های مالی اعتباری و دیگر مؤسسه‌های پولی اعتباری حق کنترل و هدایت دارد (موسویان و انصاری، ۱۳۹۴).

یکی از تفاوت‌های اساسی بانک‌های اسلامی با بانک‌های ربوی در تعیین نرخ‌های سود بانکی است؛ یعنی در بانکداری ربوی، نرخ‌های بهره، چه برای سپرده‌گذاران و چه برای گیرندگان وام و اعتبار به‌صورت برون‌زا و در بازار پول بدون توجه به ارزش افزوده آن در اقتصاد تعیین می‌شود؛ درحالی‌که در بانکداری اسلامی بانک یک واسطه گردش مالی است و سرمایه نقدی و وجوه را از سپرده‌گذاران به وکالت دریافت می‌کند و در اختیار فعالان و کارآفرینان اقتصادی قرار می‌دهد که با این پول و سرمایه کار اقتصادی انجام دهند و کسب سود کنند و سودی که در اقتصاد واقعی شکل می‌گیرد، بین کارآفرینان و فعالان اقتصادی و بانک سپرده‌گذاران تقسیم می‌شود. بنابراین، نرخ سود در بانک‌های اسلامی، برگرفته از اقتصاد واقعی و کارکرد سرمایه و به‌عبارت دقیق‌تر برگرفته از بازده سرمایه و ارزش افزوده سرمایه در اقتصاد است (همان). شورای فقهی بانک مرکزی[1] در راستای رفع مشکلات فعالان اقتصادی کشور و با هدف اطمینان از اجرای درست عملیات بانکداری بدون ربا در نظام بانکی کشور تشکیل شده است. بانکداری اسلامی مصون از تورم است؛ در بانکداری

۱. شورای فقهی مرکب از پنج فقیه به پیشنهاد رئیس بانک مرکزی و تأیید فقهای شورای نگهبان، یک نماینده مجلس، یک اقتصاددان، یک حقوقدان و یک نفر از مدیران عامل به انتخاب وزیر اقتصاد و دارایی است.

www.SID.ir

Archive of SID

اسلامی با توجه به شراکت در سود و زیان و وکالت بانک‌ها از طرف سرمایه‌گذاران، تورم کاذب صورت نمی‌گیرد (توتونچیان، ۱۳۹۳).

۲-۱. ابزارهای سیاست پولی غیر ربوی

حدود پنج دهه است که بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی اعتباری اسلامی براساس نظریه مشارکت در سود و زیان تأسیس شده‌اند. در این نظام هزینه سرمایه‌گذاری ثابت نیست؛ بلکه متناسب با نرخ سود تغییر می‌کند و سود سرمایه‌دار تابعی از مولیت سرمایه است (نظری، ۱۳۸۷).

حرمت قطعی ربا، بانک‌های اسلامی را ناگزیر از به‌کارگیری مشارکت در سود و زیان کرده است. به‌همین‌دلیل، در اقتصاد اسلامی، تعیین نرخ بهره ثابت برای سپرده‌ها و تسهیلات جایز نیست. از سوی دیگر بین اهداف سیاست پولی در اقتصاد اسلامی و اقتصاد متعارف نقاط مشترک بسیاری وجود دارد و اهداف سیاست پولی در اقتصاد متعارف مورد قبول نظام‌های اسلامی نیز هست. برخی ابزارهای سیاست پولی متعارف از جمله نرخ ذخیره قانونی، سقف‌های اعتباری، استقراض از بانک مرکزی و تذکاریه‌های اخلاقی می‌توانند در حوزه بانکداری اسلامی به‌منظور کنترل نقدینگی استفاده شوند. همچنین، در سیستم غیرربوی، عملیات بازار باز می‌تواند از طریق اوراق بهادار سازگار با شریعت از جمله اوراق مشارکت اسلامی، انواع صکوک‌ها و... به‌کار گرفته شود. البته استفاده از عملیات بازار باز در ایران، نیازمند بازار صکوک پیشرفته‌تری در مقایسه با وضع موجود است (همتی، ۱۳۹۰).

ابزارهای سیاست پولی در اقتصاد متعارف، متنوع است؛ اما با اعمال قانون بانکداری بدون ربا امکان استفاده از برخی از این ابزارها وجود ندارد. بنابراین، بانک مرکزی برای کنترل حجم پول، از نرخ ذخیره قانونی، ایجاد محدودیت‌های اعتباری، اولویت در تخصیص اعتبارات بانکی و تعیین نرخ سود تسهیلات اعطایی استفاده می‌کند. نتایج تحقیقات داخلی نشان می‌دهد که در چارچوب قانون بانکداری بدون ربا، بخش صنعت بیشترین و سریع‌ترین میزان واکنش را به شوک سیاست پولی دارد. ازآنجاکه اعمال سیاست پولی انقباضی برای کنترل سطح قیمت‌ها ضروری است، اعمال سیاست‌های جانبی هم‌زمان برای جلوگیری از رکود بخشی ضروری است (دولت آبادی و ندری، ۱۳۹۱).

امروزه تأمین مالی اسلامی سریع‌ترین رشدها را در بخش‌های صنعت مالی جهانی دارد؛ به‌طوری‌که برخی از کشورها در تأمین مالی اسلامی از راه بانکداری و بازار سرمایه اسلامی به جایگاهی ویژه دست یافته‌اند؛ اما در فضای رقابت با بانکداری متعارف که سابقه طولانی بانکداری را در کارنامه خود دارند دچار پراکندگی و دوگانگی هستند (موسویان و همکاران، ۱۳۹۵).

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۲. تحلیل فقهی چارچوب هدف‌گذاری تورمی با استفاده از سیاست‌های پولی

در چارچوب فقه اسلامی، بانک مرکزی از یک‌سو باید اهداف صحیح و شرعی را دنبال کند و از سوی دیگر نمی‌تواند از هر نوع وسیله و ابزار مالی استفاده نماید. درواقع، باید ابزارها و شیوه‌های مورد استفاده نیز مشروعیت فقهی داشته باشند. درواقع، برخلاف چارچوب سیاست‌گذاری اقتصاد متعارف که صرفاً بر دستیابی به اهداف با هر وسیله‌ای تأکید می‌نماید، در بانکداری اسلامی نمی‌توان از هر ابزاری برای سیاست‌گذاری پولی استفاده کرد و باید چارچوب فقهی موضوع به‌طورکامل رعایت شود.

از دیدگاه مشروعیت و ضرورت کنترل تورم در چارچوب اسلامی، هم براساس آیات و روایات و هم با توجه به آثار نامطلوبی که تورم بر افزایش بی‌عدالتی، افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، افزایش فعالیت‌های سفته‌بازانه و کاهش تولید دارد، آشکار است که دولت اسلامی موظف به کنترل قیمت‌هاست.

نکته مهم دیگر، مشروعیت ابزارهای سیاست پولی برای مقابله با تورم است که این موضوع دارای پیش‌شرط‌های متعددی است که از آن جمله می‌توان به مشروعیت بازار پول، حاکمیت قیمت‌های بازار در بازار پول، امکان هدایت نرخ سود در بازار پولی اسلامی، عدم وجود نفع در غرض سیاست‌گذار پولی و صوری نبودن معاملات نهاد سیاست‌گذار پولی است که با تحقق این پیش‌شرط‌ها، ابزارها نیز از نظر شرعی بدون ایراد خواهند بود (میثمی، ۱۳۹۴). بررسی دقیق نحوه وجود و اعمال این پیش‌شرط‌ها نیاز به مطالعه دیگری دارد.

۳. دیدگاه اقتصاد متعارف به سیاست‌های پولی برای مقابله با تورم

الف) در دیدگاه متعارف سیاست‌های پولی انقباضی، موجب کاهش تولید و تورم می‌شود؛ اما نتایج برخی از مدل‌ها، مهم‌ترین تقابلی در ادبیات تجربی در مورد شوک‌های سیاست پولی پدید آورده است که به آن «معمای قیمت»[1] گفته می‌شود.

بارث و رومر[2] (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های ایالات متحده در سطح صنعت و کل اقتصاد به این نتیجه رسیدند که با وارد کردن متغیر قیمت کالاها در مدل بردارهای خودبرگشتی، معمای قیمت وجود دارد. سیمز[3] (۱۹۹۲) می‌نویسد هنگامی که قیمت کالاها در مدل بردارهای خودبرگشتی وارد شود، در این حالت معمای قیمت ظاهر نمی‌شود. اما رومر و رومر[4] (۲۰۰۴) در

1. price puzzle
2. Barth and Ramey
3. Sims
4. Romer and Romer

www.SID.ir

Archive of SID

مقاله خود با در نظر گرفتن چند شوک سیاست پولی نتیجه گرفتند که معمای قیمت درست نیست (رابانال،[1] ۲۰۰۶)؛

ب) اثر «کانال هزینه»[2] سیاست پولی باید در نظر گرفته شود. کانال هزینه سیاست پولی، موجب حرکت نرخ سود اسمی و سطح قیمت‌ها در یک مسیر، پس از اعمال شوک سیاست پولی خواهد شد. هنگامی که بانک مرکزی نرخ‌های سود را افزایش می‌دهد، برخی از هزینه‌های تولید افزایش می‌یابند که این افزایش به افزایش نرخ تورم منجر خواهد شد. این اثر طرف عرضه سیاست پولی ممکن است به‌صورت هم‌زمان، بر اثر سنتی طرف تقاضا غلبه کند.

در قالب مدل‌های تعادل عمومی نیوکینزی، از مدل‌سازی تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده می‌شود که بر پایهٔ مبانی خرد اقتصادی متکی است. مدل‌های ادوار تجاری حقیقی، تأثیر شوک‌های حقیقی بر نوسان‌های متغیرهای اقتصادی را در فضای بازار رقابتی بررسی می‌کنند؛ ولی مدل‌های کینزی جدید، روش تأثیر شوک‌های حقیقی و اسمی را در شرایط بازار رقابت انحصاری بر متغیرهای اقتصاد تعیین می‌کنند (رومر، ۲۰۰۶).

این مقاله یک مدل کینزی جدید با در نظر گرفتن فرضیه کانال هزینه توسعه یافته است؛ یعنی یک تعدادی از بنگاه‌ها به گرفتن تسهیلات برای پرداخت هزینه دستمزد پیش از فروش محصولاتشان نیاز دارند. در نتیجه نرخ اسمی سود تسهیلات، تعیین‌کننده هزینه‌های نهایی واقعی و ازاین‌رو «تورم» است. همچنین، در این مقاله با توجه به مجوز بانک مرکزی در تعیین نرخ بازده احتمالی تسهیلات بانکی براساس ماده (۳) آیین‌نامه فصل چهارم قانون عملیات بانکی بدون ربا (جزئی از بانکداری اسلامی)، برای نشان دادن اثر تکانه سیاست پولی، از نرخ سود تسهیلات اعطایی به بنگاه‌ها استفاده شده است. بنابراین، این مدل اجازه افزایش تورم پس از اعمال سیاست پولی انقباضی را خواهد داد. مقاله حاضر، نقش این کانال هزینه را در انتقال سیاست پولی نشان می‌دهد.

۴. پیشینه تحقیق

۴-۱. مطالعات خارجی

اکولی[3] (۲۰۱۶) با هدف توصیف و توضیح ادوار تجاری در کشور کانادا با استفاده از تئوری ادوار تجاری واقعی،[4] با بهره‌گیری از داده‌های حساب‌های ملی کانادا یک راه‌حل تعادلی برای پارامترهای

1. Rabanal
2. Cost Channel
3. Accolley
4. RBC

www.SID.ir

Archive of SID

تعادلی مدل به دست آورد. در این مطالعه کشش سرمایه، نرخ تنزیل، وزن نسبی رفاه در تابع مطلوبیت و پارامتر پایداری شوک‌ها به‌ترتیب ۰/۳۳، ۰/۹۸، ۱/۹۰ و ۰/۹۵ به‌دست آمدند.

شورفاید[1] (۲۰۱۰) با بررسی پیشرفت‌های اخیر در برآورد و بررسی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی داده‌های آمریکا را در دوره زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۵ بررسی کرد. در این مطالعه توابع مطلوبیت خانوار، تولید و فرایندهای تکنولوژی و مخارج دولت برآورد شدند. کشش سرمایه، پایداری فرایندهای تکنولوژی و پایداری فرایندهای مخارج دولت به‌ترتیب ۰/۲۸، ۰/۸۰ و ۰/۸۹ به‌دست آمد.

رومر[2] (۲۰۰۸) در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، تأثیر شوک قیمت نفت را بر متغیرهای کلان اقتصادی چهار تولیدکنندهٔ نفت آمریکا، نروژ، کانادا و انگلستان بررسی کرد. در این مطالعه منحنی فیلیپس با لحاظ درآمدهای نفتی طراحی شد که ایجادکنندهٔ فشار تورمی بیشتر است. نتایج تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که مصرف، تورم، هزینهٔ نهایی و دستمزد به شوک قیمت نفت واکنش مثبت نشان می‌دهند. در مقابل، واکنش تولید به شوک قیمت نفت منفی است. بر پایهٔ نتایج، برای تثبیت تورم و مصرف، اقتصادهای مطالعه شده واکنش بهتری نسبت به قاعدهٔ سیاست پولی تیلور با لحاظ هر دو ردهٔ کالاهای نهایی و تولید نفت نشان می‌دهد.

لیو[3] (۲۰۰۵) در یک اقتصاد باز کوچک یعنی اقتصاد نیوزلند با طراحی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید، به اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد پرداخت و نتیجه گرفت که به علت افزایش تکانه بهره‌وری، هزینه تولید کاهش می‌یابد. در این زمان مقامات پولی با کمک گرفتن از سیاست‌های پولی مناسب، می‌توانند تورم را به سمت صفر سوق دهند.

سوگو و یدا[4] (۲۰۰۵) به ارائه یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ژاپن به‌منظور شناخت عوامل مؤثر در به وجود آمدن سیکل‌های تجاری و چگونگی تاثیرگذاری سیاست پولی بر تورم پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد تکانه سیاست پولی باعث ایجاد رفتار ماندگاری در نرخ تورم می‌شود و در نبود چسبندگی، اثر این تکانه به تولید بسیار ناچیز است.

راوینا و والش[5] (۲۰۰۵) با یک منحنی فیلیپس جدید، آشکارا کانال هزینه سیاست پولی را در مدل لحاظ کردند. آنها نتیجه گرفتند که کشش تورم نسبت به نرخ بهره اسمی زیاد است. نتایج آنها به انتخاب ماتریس وزنی در روش گشتاورهای تعمیم یافته[6] و انتخاب متغیرهای کمکی وابسته است. شیوه تخمین تک معادله‌ای (یا اطلاعات محدود) بسیار قوی هستند و می‌توانند به‌وسیله

1. Schorfheide
2. Romero
3. Philip Liu
4. Tomohiro Sugo, Kozo Ueda
5. Ravenna and Walsh
6. GMM

www.SID.ir

Archive of SID

حذف روابط نامشخص، مسائل نادرست را کاهش دهند؛ اما این شیوه‌ها نمی‌توانند روابط بین چندین متغیر در یک مدل با مقیاس بزرگ را به دست آورند؛ ازاین‌رو کارایی کمتر می‌شود و با مسائل شناسایی روبه‌رو می‌شوند.

کریستیانو و همکاران[1] (۲۰۰۵) تخمین پارامترها را با استفاده از کمینه‌سازی فاصله بین تخمین براساس بردارهای خود برگشتی و پاسخ‌های آنی مدل‌پایه متغیرها به شوک‌های سیاست پولی انجام دادند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که پس از یک سیاست پولی انقباضی، افزایش تورم حاصل شده است. تخمین پارامترهای آنها سبب شد که مدلشان این ویژگی‌ها را منعکس کنند.

۴-۲. مطالعات داخلی

آنچه که در بررسی مطالعات انجام شده در کشور به دست می‌آید نشان از آن است که پژوهشگران به‌دنبال نشان دادن اثر شوک‌ها در وضعیت تعادلی اقتصاد ایران هستند. در این راستا استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، به‌دلیل داشتن پایه خرد قوی، محبوبیت یافته است.

مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) وضعیت تعادلی اقتصاد ایران را در چارچوب الگوی ادوار تجاری حقیقی بررسی کردند، آنها براساس مدل مک‌کالوم پارامترهای مهم الگوی ادوار تجاری را در وضعیت تعادلی برای اقتصاد ایران برآورد کردند.

درگاهی و هادیان (۱۳۹۵) آثار تکانه‌های پولی و مالی را با تأکید بر ترازنامه نظام بانکی در ایران با رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کردند. یافته‌های آنان نشان از این بود که کاهش نسبت سپرده قانونی باعث رشد خفیف تولید و افزایش تورم می‌شود؛ البته این پژوهشگران نشان دادند که در نظر گرفتن بخش بانکی در مدل‌های اقتصاد کلان، اطلاعات بهتری را برای تحلیل نوسانات متغیرها برای سیاست‌گذاری فراهم می‌آورند.

فطرس و معبودی (۱۳۹۵) اثر تکانه‌های پولی و مالی را بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد با رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کردند. آنها نشان دادند که تکانه پایه پولی و مخارج دولت از طریق افزایش تولید کل، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. تکانه درآمد نفتی به‌رغم رشد تولید باعث توزیع نابرابری درآمد خانوارها شده است.

منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) یک مدل الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت (ایران) تنظیم کردند و نتیجه گرفتند که چهل درصد از افزایش رشد پایه

1. Christiano, Eichenbaum, & Evans

www.SID.ir

Archive of SID

پولی به تورم تبدیل می‌شود و شوک‌های نفتی تمامی متغیرهای کلان اقتصادی را در بخش دولتی و خصوصی تحت تأثیر قرار می‌دهد.

صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی را در اقتصاد باز با الگوی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کردند و نتایج نشان‌دهنده آثار مثبت تکانه‌های پولی بر تولید غیرنفتی بوده است.

۵. الگو

این بخش، یک الگوی کینزی جدید به نسبت استاندارد با انعطاف‌ناپذیری اسمی و واقعی ارائه می‌کند. همچنین، با معرفی یک کانال هزینه برای سیاست‌های پولی ارتباط رفتار تولید، تورم، نرخ بهره سپرده بانکی و پویایی‌های دستمزد واقعی برای اقتصاد ایران را توصیف می‌کند.

همانند الگوی بلانچارد و کیوتکی[1] (۱۹۸۷) در این مقاله، ساختار بازار کالاها و بازار کار رقابت انحصاری در نظر گرفته شده است. این الگو شامل موارد زیر است: الف) یک زنجیره پیوسته از خانوارهای یکسان، با نمایه $j \in [0,1]$، که هر کدام تأمین‌کننده انواع مختلفی از نیروی کار که یک جانشین ناقصی برای دیگر انواع نیروی کار می‌باشد؛ ب) یک زنجیرهٔ پیوسته از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، که با نمایه $i \in [0,1]$، که هر کدام نوعی از کالا را عرضه می‌کنند، که جانشین ناقصی برای سایر کالاها است؛ و ج) یک زنجیره پیوسته از تولیدکنندگان کالاها نهایی یکسان می‌باشد.

۵-۱. تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای و کانال هزینه

مهم‌ترین ویژگی این الگو وجود یک کانال هزینه سیاست پولی است؛ با این فرض که بخشی از بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه، با نمایه $i \in [0,\gamma]$، مجبور به پرداخت صورتحساب دستمزد کارگران در هر دوره، قبل از فروش محصول هستند. این بنگاه‌ها وامی با نرخ سود اسمی بدون ریسک می‌گیرند. با تأثیرگذاری واحد هزینه‌های نیروی کار، این کانال می‌تواند به‌عنوان کانال طرف عرضه در نظر گرفته شود (Barh & Ramey, 2001).

معادله ۱ تابع تولید کالاهای واسطه‌ای است.

$$Y_t^i = A_t\left(u_t K_{i,t}\right)^{\alpha} {N_{i,t}}^{1-\alpha} \qquad (۱)$$

1. Blanchard and Kiyotaki

www.SID.ir

Archive of SID

در معادله یک، A_t عامل تکنولوژی، $K_{i,t}$ موجودی سرمایه استفاده شده توسط بنگاه i، $N_{i,t}$، نیروی کار مورد استفاده توسط بنگاه i است. $\alpha \in [0,1]$ سهم سرمایه از تولید، و بنگاه‌ها نرخ کاربری سرمایه خانوادها را (u_t) تعریف می‌کنند. به‌منظور به دست آوردن یک واحد مؤثر نیروی کار، بنگاه‌ها $N_{i,t}^{j}$ را استخدام می‌کنند که بیان‌کننده نیروی‌کار خانوار jام است و $N_{i,t}$ عرضه نیروی کار ترکیبی و ϕ مارک-آپ دستمزد[1] است که به‌صورت معادله ۲ می‌باشد:

$$N_{i,t} = \left[\int_0^1 \left(N_{i,t}^{j}\right)^{(\phi-1)/\phi} dj\right]^{\phi/(\phi-1)} \qquad (۲)$$

پس از حل مسئله، تابع تقاضا برای نیروی کار خانوار jام از سوی جمعگر نیروی کار به‌صورت معادله ۳ به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} N_t^j &= (W_t^i/W_t)^{-\phi} N_t \\ W_t &= [\int_0^1 (w_t^j)^{1-\phi} d_j]^{1/(1-\phi)} \end{aligned} \qquad (۳)$$

در معادله ۳، N_t و W_t به ترتیب شاخص‌های مجموع نیروی کار و دستمزد هستند. جمعگر نیروی کار، نیروی کار همگن را در شرایط رقابت کامل به بنگاه‌های واسطه‌ای عرضه می‌کند. برای بخشی از بنگاه‌ها γ صورتحساب دستمزد اسمی برابر است با $R_t^l \int_0^1 W_t^j N_{i,t}^{\ j} dj$ + ۱ درحالی‌که برای بقیه بنگاه‌ها $(1-\gamma)$ صورتحساب دستمزد اسمی برابر است با $R_t^l \int_0^1 W_t^j N_{i,t}^{\ j} dj$، بنابراین برای بنگاه‌هایی که احتیاج به قرض گرفتن برای پرداخت صورتحساب دستمزد دارند، نرخ سود استقراض به‌عنوان یک شوک فشار هزینه عمل می‌کند.

۵-۲. بنگاه نمونه تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولیدشده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای را می‌خرد و از ترکیب آنها کالایی نهایی تولید و به خریداران نهایی می‌فروشد.[2] تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و جانشین ناقص همدیگر هستند را براساس یک جمعگر دیکسیت-استیگلیتز که به شکل معادله ۴ تعریف می‌شود، را ترکیب می‌کند:

1. wage mark up

۲. دو روش برای معرفی رقابت انحصاری با بهره‌گیری از شاخص دیکسیت—استیگلیتز وجود دارد: نخست اینکه، فرض شود تولیدکنندگان کالاهای متمایز مستقیماً کالاهای تولیدی خود را به مصرف‌کنندگان بفروشند و مصرف‌کنندگان بر اساس شاخص دیکسیت—استیگلیتز این کالاها را با هم ترکیب کنند؛ روش دیگر آن است که فرض می‌شود زنجیرهایی از تولیدکنندگان کالاهای واسطه وجود دارند که کالای متمایز خود را به یک تولیدکننده رقابتی کالای نهایی می‌فروشند که تابع تولیدش یک جمع CES از این کالاهای متمایز است. در این مطالعه روش دوم برگزیده شده است؛ اما انتخاب هریک از دو روش تحلیل بر نتیجه تحلیل‌ها اثری ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\left[\int_{0}^{1} Y_t^{i\,(\lambda-1)/\lambda} dj\right]^{\lambda/(\lambda-1)} = Y_t \qquad (۴)$$

که در آن Y_t کالای نهایی، کالاهای واسطه Y_t^i، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت $\lambda_t > 1$ بین آنها برقرار است.

بیشینه کردن سود از تولیدات کالای نهایی به‌دنبال تقاضا برای انواع کالاهای واسطه‌ای به شکل معادله ۵ خواهد بود:

$$Y_t^i = \left[\frac{P_t^i}{P_t}\right]^{-\lambda_t} Y_t \qquad (۵)$$

که در آن $P_t = \left[\int_0^1 \left(P_t^i\right)^{1-\lambda_t} di\right]^{\frac{1}{(1-\lambda_t)}}$ شاخص قیمت کالاهای تولیدی نهایی از شرایط سود صفر در بخش کالاهای نهایی به دست می‌آید و (P_t^i) قیمت همه کالاهای واسطه‌ای است.

۵-۳. خانوارها

فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که با اندیس i نشان داده می‌شود و همه آنها همگن هستند. خانوار از مصرف کالاها و نگهداری مانده‌های حقیقی پول مطلوبیت کسب می‌کند و با ارائه کار بیشتر از مطلوبیتش کاسته می‌شود؛ زیرا فراغت وی کاهش می‌یابد. ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی خود به دست می‌آورد، به‌صورت معادله ۶ است.

$$\max \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{\left(C_t^j - bC_{t-1}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{\left(N_t^j\right)^{1+\eta}}{1+\eta} + \frac{\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m}\right] \qquad (۶)$$

که در آن $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل، E_0 نشان‌دهنده عامل انتظارات عقلایی با استفاده از اطلاعات کامل تا زمان $t = 0$ و C_t^j مقدار مصرف کالاهای نهایی هستند. پارامترهای η و σ مثبت هستند؛ σ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف می‌باشد. پارامتر $\eta > 0$ کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی در تابع مطلوبیت و $b \in (0,1)$ اهمیت عادات مصرفی را نشان می‌دهد. خانوارها مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه بیشینه می‌کنند:

$$\begin{aligned} & c_t^i + I_t^i + b_t^i + m_t^{c,i} \\ &= (1 + r_{t-1}^d)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{W_t^j N_t^j}{P_t} + \left[R_t^k u_t - \Psi(u_t)\right]K_{t-1}^j \\ &+ TR_t^i - T_t^i + Div_t^i \end{aligned} \qquad (۷)$$

www.SID.ir

Archive of SID

کـه در آن هزینـه‌های خـانوار نمونـه بـرای خریـدهای مصـرفی کالاهـای نهـایی (C_t^j)، I_t^jامیـزان سرمایه‌گذاری، b_t^j اوراق مشـارکت، r_{t-1}^d بیان‌کننـده نـرخ بهـره اسـمی اوراق مشـارکت، T_t^i مالیـات خانوارها (مالیات مستقیم، غیرمستقیم و ارزش افزوده) TR_t^j پرداخت‌های یارانه‌ای دولـت، و خـانوار ثروت خود را به‌صورت $m_t^{c,i}$ مانده واقعی پـول و اوراق مشـارکت نگهـداری مـی‌کننـد. درآمـد کـل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار ($\frac{W_t^i}{P_t^c}N_t^i$)، اجاره سرمایه، منهای هزینه مربوط به تغییرات در نـرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه و سودهای تقسـیم شـده بنگاه‌هـای تولیدکننـده کالاهـای واسـطه‌ای و بانک‌ها Div_t^j به دست می‌آید. در رابطه (۷)، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقـی سـرمایه و u_t شـدت اسـتفاده (نـرخ بهره‌بـرداری) از ظرفیـت سـرمایه و $\Psi(u_t)$ هزینـه بهره‌بـرداری از سـرمایه می‌باشد.

هزینه بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه $\Psi(u_t)$ بیان‌کننده هزینه هر واحد سرمایه فیزیکی اسـت. در حالت تعادل بلندمدت این روابط برقرار است: $\Psi'' > 0\ ,\Psi' > 0\ \ ,\Psi(1) = 0\ ,u = 1$

موجودی سرمایه در مالکیت خانوارها است و بـه‌عنوان عامـل تولیـد همگـن در فراینـد تولیـد استفاده می‌شود.

فرض می‌شود که فرایند انباشت سرمایه از طریق معادله ۸ انجام می‌شود:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + [1 - s\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)]I_t \qquad (۸)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه‌گذاری، I_t^i سرمایه‌گذاری ناخـالص بخـش خصوصـی و $S(0)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری می‌باشد که تابعی مثبـت از تغییـرات در سـرمایه‌گذاری اسـت. $S(0)$ درواقع بیان‌کننده منابعی است که برای تبدیل سرمایه‌گذاری جدید به موجودی سرمایه از دست می‌رود.

با توجه به توضیحات یادشده، مسئله خانوارها بیشینه کردن تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه است.

$$\begin{aligned} Max\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} \Bigg\{ & \left[\frac{\left(C_t^j - bC_{t-1}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{\left(N_t^j\right)^{1+\eta}}{1+\eta} + \frac{\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} \right] \\ & + \lambda_t \Bigg[(1+r_{t-1}^d)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + + \frac{W_t^j N_t^j}{P_t} \\ & + \left[R_t^k u_t - \Psi(u_t)\right]K_{t-1}^j + TR_t^i - T_t^i + Div_t^i - c_t^i - I_t^i - b_t^i \\ & - m_t^{c,i} \Bigg] + Q_t \left[(1-\delta)k_{t-1} + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right] I_t - k_t \right] \Bigg\} \end{aligned} \qquad (۹)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن λ_t ضریب فرایندهٔ مربوط به قید بودجه و Q_t ضریب فرایندهٔ مربوط به موجود سرمایه است. شرایط مرتبهٔ اول برای هر دوره $t \geq 0$ به شرح زیر است:[۱]

$$(\partial c_t) \quad (c_t - bc_{t-1})^{-\sigma} = \lambda_t \tag{۱۰}$$

$$(\partial I_t) \quad Q_t\left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t Q_{t+1} S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 = \lambda_t \tag{۱۱}$$

$$(\partial z_t) \quad R_t^k = \Psi'(u_t) \tag{۱۲}$$

$$(\partial K_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1}[u_{t+1}R_{t+1}^k - \Psi(u_{t+1})] + \beta(1-\delta)E_t Q_{t+1} \tag{۱۳}$$

$$(\partial b_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1}(1 + r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} = \lambda_t \tag{۱۴}$$

$$(\partial m_t^c) \quad (m_t^c)^{-\sigma_m} = \lambda_t - \beta E_t \lambda_{t+1}\frac{1}{\pi_{t+1}^c} \tag{۱۵}$$

$$(\partial N_t) \quad -N_t^{\eta} + \lambda_t \frac{W_t}{P_t^c} = 0 \tag{۱۶}$$

۵-۳-۱. رفتار پس‌انداز و مصرف خانوارها

معادله (۱۰) بیان‌کننده معادله اویلر مصرف است و از نسبت دو معادله اویلر در زمان‌های t و t+1 معادله زیر به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{E_t}\frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = E_t\frac{(c_t - bc_{t-1})^{-\sigma}}{(c_{t+1} - bc_t)^{-\sigma}} \tag{۱۷}$$

با استفاده از معادله (۱۴) برای دوره‌های زمانی t و t+1، می‌توان به رابطه زیر رسید:

$$\mathrm{E_t}\frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \beta \mathrm{E_t}\left(1 + \mathrm{r_t^d}\right)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} \tag{۱۸}$$

از ترکیب معادلات (۱۷) و (۱۸) می‌توان به رابطه تعادلی بین زمانی مصرف به‌صورت زیر رسید:

$$\beta E_t(1 + r_t^d)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} = E_t\frac{(c_t - bc_{t-1})^{-\sigma}}{(c_{t+1} - bc_t)^{-\sigma}} \tag{۱۹}$$

معادله (۱۹) تخصیص بهینه مصرف بین دوره‌ای خانوارها را نشان می‌دهد که خانوارها با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود این تخصیص را انجام می‌دهند.

۱. در شرایط مرتبه اول اندیس‌های i حذف شده است؛ یعنی شرایط مرتبه اول در بین تمام خانوارها در اقتصاد یکسان است (تعادل متقارن).

www.SID.ir

Archive of SID

۵-۳-۲. انباشت سرمایه و سرمایه‌گذاری

از ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۳) می‌توان رابطه Q نهایی توبین را نوشت که از نسبت $q_t = \frac{\mu_t}{\lambda_t}$ به‌دست می‌آید و بیان‌کننده ارزش میزان سرمایه‌گذاری برحسب هزینه جایگزینی سرمایه است. با توجه به تعریف رابطه Q نهایی توبین، معادلات (۱۱) و (۱۳) را پس از انجام عملیات جبری لازم به ترتیب می‌توان به‌صورت معادله ۲۰ و ۲۱ نوشت:

$$1 = q_t\left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right).\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t q_{t+1}\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \quad (۲۰)$$

$$q_t = \beta E_t\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}[q_{t+1}(1-\delta) + u_{t+1}R^k_{t+1} - \Psi(u_{t+1})] \quad (۲۱)$$

نرخ بهره‌برداری از سرمایه برابر با رابطه ۲۲ است:

$$\mathrm{R^k_t} = \Psi'(\mathrm{u_t}) \quad (۲۲)$$

۵-۴. مقام پولی و تسویه بازار

بانک مرکزی به‌عنوان مقام پولی می‌تواند نرخ سپرده‌های بانکی r^d_t را تنظیم کند. بر این اساس در مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی، فرض شده مقام پولی در تنظیم نرخ سیاستی از قاعده تیلور به شکل زیر پیروی می‌کند. در این قاعده، سیاست پولی از طریق قانون بازخور نرخ بهره تعیین می‌شود و درواقع پاسخ به انحراف از نرخ سپرده‌های بانکی و برخی شاخص‌های اقتصادی در وضعیت باثبات است.

$$\mathrm{r}^d_t = \rho_r \mathrm{r}^d_t + (1-\rho_r)\gamma_p\Delta p_t + (1-\rho_r)\gamma_y y_t + (1-\rho_r)\gamma_\mu\mu_t + \varepsilon^z_t \quad (۲۳)$$

در معادله ۲۳، μ_t نرخ رشد پول در اقتصاد است مطابق دیب (۲۰۰۱).

به پیروی از مطالعات پیشین فرض می‌شود که نرخ سود وام‌های اعطایی بانک‌ها به بنگاه‌ها (r^l_t) برابر است با مارک‌آپ (μ) به‌علاوه نرخ سود سپرده‌های بانکی $(\mathrm{r^d_t})$:

$$r^l_t = \mathrm{r^d_t} + \mu + \mathrm{u^l_t} \quad (۲۴)$$

در معادله ۲۴، $\mathrm{u^l_t}$ تکانه نرخ سود (بهره) وام‌های بانکی و به‌صورت $\mathrm{u^l_t}\sim N(0,\sigma_l^2)$ می‌باشد.

شرایط تسویه بازار نیاز دارد که در همه نهاده‌ها، کالاهای واسطه‌ای و نهایی با تقاضا برابر شوند. محدودیت منابع اقتصاد به‌صورت معادله ۲۵ است:

$$\mathrm{Y} = C_t + I_t + G_t + \Psi(u_t)k_{t-1} \quad (۲۵)$$

www.SID.ir

Archive of SID

۶. معادلات خطی شده

معادله مصرف اولر

$$c_t(1+b) = E_t c_{t+1} + bc_{t-1} - \frac{(1-b)}{\sigma}(r_t - E_t \Delta P_{t+1}) \quad (۲۶)$$

همان‌طورکه در کالی (۱۹۹۹) و سوبردون (۲۰۰۱) نشان داده شده، نیروی محرکه تورم در پایه مدل، هزینه نهایی واقعی تولیدات است. در مدل استاندارد، بدون کانال هزینه، هزینه نهایی واقعی به دستمزد واقعی و نرخ اجاره سرمایه وابسته است؛ چون هر دوی نیروی کار و سرمایه در تابع تولید و شوک تکنولوژی به‌کار می‌روند. هنگامی‌که کانال هزینه در مدل اعمال شد، نرخ سود نیز یک عامل تعیین‌کننده مستقیم از هزینه نهایی واقعی و تورم است. هزینه نهایی واقعی به‌صورت معادله ۲۷ بیان می‌شود:

$$mc_t = \alpha r_t^k + (1-\alpha)(\omega_t + \gamma r_t^l) - a_t \quad (۲۷)$$

هنگامی‌که یک کانال هزینه وجود دارد $\gamma>0$ است (اثر طرف عرضه سیاست پولی).

ارتباط نرخ اجاره سرمایه با نرخ کاربری سرمایه:

$$u_t = \psi r_t^k \quad (۲۸)$$

پویایی تورم:

$$\Delta p_t = \gamma_b \Delta p_{t-1} + \gamma_f E_t \Delta p_{t+1} + \kappa_p mc_t + \kappa_p \varepsilon_t^p \quad (۲۹)$$

تنظیم دستمزدهای چسبنده با شاخص‌بندی ازپیش‌تعیین‌شده:

$$(1+\beta)\omega_t = \omega_{t-1} + \beta E_t \omega_{t+1} + \omega_w \Delta p_{t-1} - (1+\beta\omega_w)\Delta p_t + \beta E_t \Delta p_{t+1} - \kappa_w(\omega_t - \frac{\sigma}{(1-b)}(c_t - bc_{t-1}) - \eta n_t) \quad (۳۰)$$

در این معادله، $\kappa_w = \frac{(1-\theta_{w\beta})(1-\theta_w)}{\{[1+\emptyset(\eta-1)]\theta_w\}}$ جمله آخر صفر می‌شد، اگر دستمزدها کاملاً انعطاف‌پذیر بود.

نسبت بهینه سرمایه به کار:

$$l_t - u_t - k_{t-1} = r_t^k - (\omega_t + \gamma r_t^l) \quad (۳۱)$$

توسعه قیمت‌های سایه‌ای سرمایه‌گذاری روی کالاهای مصرفی (کیوتوبین) به‌صورت معادله ۳۲ به نرخ اجاره سرمایه و نرخ سود واقعی وابسته است:

$$q_t = \beta(1-\delta)E_t q_{t+1} + [1-\beta(1-\delta)]E_t r_{t+1}^k - (r_t - E_t \Delta p_{t+1}) \quad (۳۲)$$

توسعه سرمایه و سرمایه‌گذاری به‌صورت معادله ۳۳ است

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + \delta i_t, \text{ و } i_t = \frac{1}{1+\beta}(\beta E_t i_{t+1} + i_{t-1} + \varphi q_t) \quad (۳۳)$$

www.SID.ir

Archive of SID

تابع تولید کالای واسطه ای به‌صورت رابطه ۳۴ است

$$y_t = a_t + \alpha(u_t + k_{t-1}) + (1-\alpha)n_t. \quad (۳۴)$$

محدودیت منابع به‌صورت معادله ۳۵ است

$$y_t = (1-\bar{I}-\bar{G})c_t + \bar{I}i_t + \bar{G}g_t + \alpha\bar{\lambda}/(\bar{\lambda}-1)u_t \quad (۳۵)$$

انحراف تورم از تولید وضعیت پایدار (قاعده تیلور):

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1-\rho_r)\gamma_p \Delta p_t + (1-\rho_r)\gamma_y y_t + \varepsilon_t^z, \quad (۳۶)$$

۷. حل و تحلیل نتایج مدل در اقتصاد ایران

در این بخش، مدل طراحی شده در قسمت قبل به‌طور تجربی حل و تحلیل می‌شود. برای این منظور ابتدا مدل حول نقطه باثبات آن، لگاریتم خطی می‌شود. پس از خطی کردن مدل، پارامترهای آن با بهره‌گیری از مطالعات و حقایق آشکارشده در ادبیات الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد می‌شود. سرانجام، با رهیافت بلانچارد و کان در محیط نرم‌افزار Matlab با محاسبه و ترسیم نمودار توابع واکنش آنی،[1] اهداف تحقیق بررسی می‌شود.

۷-۱. کالیبره کردن

در این قسمت مقادیر پارامترهای مدل با توجه به مطالعات انجام‌شده درباره اقتصاد ایران و مقادیر متعارف در ادبیات، کالیبره می‌شود. و به قرار جدول شماره ۱ است:

جدول ۱: پارامترهای مقداردهی‌شده (کالیبره شده)[2]

منبع: یافته‌های تحقیق و متفاوت (ذکر شده در متن)

پارامتر	تعریف	مقدار	منبع
b	ماندگاری عادات مصرفی	۰/۳	فخرحسینی، ۱۳۹۵
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۴۱۲	شاهمرادی و ابراهیمی، ۱۳۸۹
δ	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	۰/۰۴۲	امینی و نشاط حاجی، ۱۳۸۴
β	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت	۰/۹۸	کاوند، ۱۳۸۸
Γ	درجه کانال هزینه	۰/۵ و ۰/۱	یافته تحقیق
η	عکس کشش عرضه نیروی کار به دستمزد	۲/۱۷	فخرحسینی، ۱۳۹۳
ψ	کشش بهره‌برداری از سرمایه نسبت به نرخ اجاره سرمایه	۱۰۰	رابانال، ۲۰۰۶

1. impulse response functions

۲. چون برخی از پارامترهای این مدل توسط پژوهشگران دیگر برآورد شده است و مقادیر آنها در طول زمان کوتاه تغییر چندانی ندارد؛ دیگر نیازی به برآورد مجدد آنها نیست و تنها باذکر مأخذ از آنها استفاده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

پارامتر	تعریف	مقدار	منبع
ω_P	شاخص‌بندی قیمت	۰/۵۴۵	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
ω_W	شاخص‌بندی دستمزد	۰/۵۴۰۳	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
σ_P	انحراف استاندارد اختلالات مارک–آپ قیمت	۰/۰۵	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
Φ	کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۰/۹۴	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
θ_P	درصد خانوارهایی که قادر به تعدیل دستمزد اسمی نیستند	۰/۱۱۴۶	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
θ_W	درصد بنگاه‌های که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	۰/۳۰۶۴	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
G/y	حالت باثبات مخارج دولتی به تولید	۰/۱۸	یافته تحقیق
γ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۰/۷۷	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
γ_P	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۱/۵۷۴	منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴
γ_μ	ضریب اهمیت نرخ رشدپول در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۰/۸۲	شاه‌حسینی و بهرامی، ۱۳۹۲
Φ	کشش جانشینی نیروی کار	۰/۳۶	فخر حسینی، ۱۳۹۳
Σ	کشش جانشینی مصرف	۰/۹۲	فخر حسینی و همکاران، ۱۳۹۱

منبع: ذکر شده در جدول

۷-۲. نتایج شبیه‌سازی

با توجه به نتایج برای تعیین قدرت توضیح‌دهی الگو، براساس روش متداول در مدل‌های RBC عمل می‌شود. نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های سالانه از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۵ است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی ارائه شده در این مقاله به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ بوده و برای به‌دست آوردن سرانه، متغیرها بر جمعیت تقسیم می‌شود. پس از لگاریتم‌گیری، با به‌کارگرفتن فیلتر هدریک-پرسکات (با احتساب $\lambda = 100$) روندزدایی شده‌اند. جدول (۲) ضریب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای واقعی در وقفه صفر را با مقادیر شبیه‌سازی متناظر آنها مقایسه می‌کند که از الگوی کینزین‌های جدید به دست آمده است. براساس جدول ۲، این الگو به‌خوبی مقادیر یادشده را برای متغیرها، شبیه‌سازی کرده است. ضریب خودهمبستگی در وقفه ۱ و ۲ داده‌های واقعی برای تولید واقعی بدون نفت به ترتیب ۰/۶۹ و ۰/۲۱ بسیار نزدیک به مقدار شبیه‌سازی ۰/۵۸ و ۰/۳۰ می‌باشد و انحراف معیار داده واقعی ۰/۰۴۶ می‌باشد؛ درحالی‌که مقدار برآوردشده بسیار نزدیک به آن و برابر با ۰/۰۳۹ می‌باشد. نتایج در مورد مصرف واقعی نیز قابل قبول است. به‌عبارت‌دیگر، به نظر می‌رسد مقدار ضریب خودهمبستگی متغیر مصرف واقعی در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی ۰/۶۵ و ۰/۱۲ و مقدار شبیه‌سازی ۰/۵۵ و ۰/۲۶ می‌باشد که نشان‌دهنده نزدیکی می‌باشد. انحراف معیار داده واقعی و مقدار برآورد شده به ترتیب ۰/۰۴۶ و ۰/۰۴۸ می‌باشد. دیگر متغیرها نیز به همین ترتیب است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲: مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی	ضریب خود همبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده واقعی			مقدار شبیه‌سازی شده			داده واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
	صفر	۱	۲	صفر	۱	۲		
تولید بدون نفت	۱	۰/۶۹	۰/۲۱	۱	۰/۵۸	۰/۳۰	۰/۰۴۷	۰/۰۳۹
تورم	۱	۰/۲۶	۰/۱۴	۱	۰/۲۷	۰/۰۵	۰/۲۷۱	۰/۱۳۷
مصرف واقعی	۱	۰/۶۵	۰/۱۲	۱	۰/۵۵	۰/۲۶	۰/۰۴۶	۰/۰۴۸
سرمایه‌گذاری واقعی خصوصی	۱	۰/۶۹	۰/۱۳	۱	۰/۴۲	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۲۱۱
مانده واقعی پولی	۱	۰/۷۰	۰/۳۲	۱	۰/۵۵	۰/۲۶	۰/۰۴۰	۰/۰۴۸

با استفاده از نرم‌افزار Matlab به دست آمده است.

۸. تحلیل پاسخ‌های آنی

۸-۱. واکنش آنی مدل

در اینجا نتیجه محاسبات و نمودار واکنش‌های آنی متغیرهای مختلف اقتصادی ارائه می‌شود؛ یعنی با کمک معادلات خطی شده، آثار تکانه‌های تکنولوژی، مارک‌آپ قیمت، سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ سود تسهیلات به بنگاه‌ها) بر متغیرها مورد نظر، زمانی بررسی و تفسیر می‌شود که کانال هزینه در سیاست پولی وجود داشته باشد.

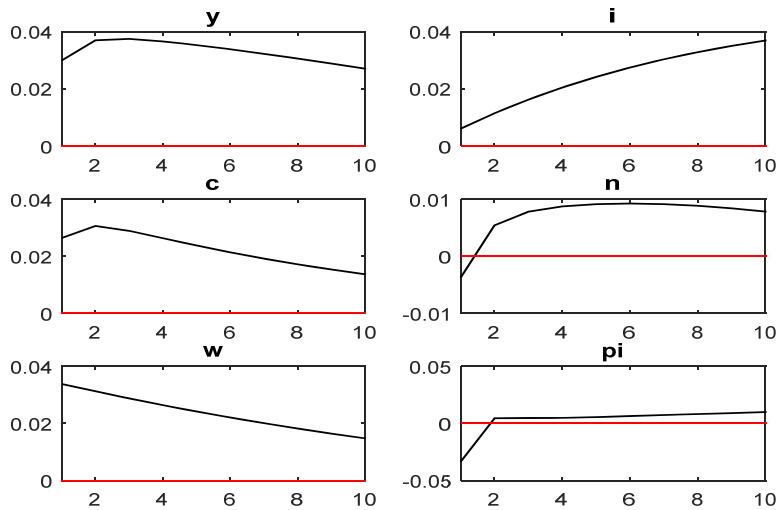
۸-۲. تکانه تکنولوژی

با بروز شوک مثبت بهره‌وری به اندازه دو درصد، در نتیجه افزایش بهره‌وری عوامل تولید، حجم سرمایه و نیروی کار مورد تقاضای بنگاه‌های تولیدی افزایش می‌یابد که به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد و میزان تولید منجر خواهد شد. افزایش تقاضا برای عوامل تولید به افزایش دریافتی عوامل تولید نظیر دستمزد حقیقی و نرخ سود حقیقی سرمایه منجر می‌شود. این امر درآمد خانوارها را افزایش داده که ناشی از اجاره سرمایه و دستمزد نیروی کار است و در نتیجه میزان مصرف کالاها و خدمات در اقتصاد افزایش می‌یابد. افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری به افزایش تقاضای کل در اقتصاد منجر خواهد شد. درعین‌حال به‌دلیل افزایش عرضه کل در اقتصاد ناشی از افزایش بهره‌وری عوامل تولید، مازاد تقاضا جبران می‌شود و به‌دنبال آن میزان تورم در اقتصاد کاهش می‌یابد.

در نمودار (۱) اثر شوک بهره‌وری بر متغیرهای مصرف کل (c)، تولید (y)، دستمزد حقیقی (w)، نرخ تورم (pi) نشان داده شده است که تأییدکننده انتظار تئوریک است.

www.SID.ir

Archive of SID



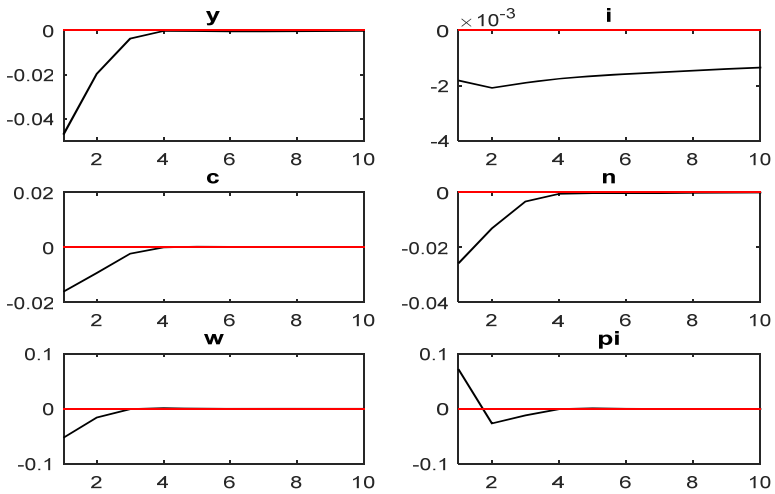
نمودار ۱: اثر شوک بهره‌وری

۸-۳. تکانه مارک‌آپ قیمت

در نمودار شماره ۲ توابع عکس‌العمل آنی شش متغیر تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف، تورم، دستمزد و اشتغال، در شبیه‌سازی تکانه مارک‌آپ قیمت، با هم مقایسه شده‌اند. با بروز شوک مارک‌آپ قیمت به اندازه ۵ درصد، بر تولید در ابتدای دوره مورد بررسی حدود ۴/۵ درصد کاهش یافته است؛ ولی پس از آن روند صعودی طی می‌کند و در دوره چهارم به صفر می‌رسد. اثر تکانه مذکور بر سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره حدود منفی ۰/۲ درصد بوده، و با سرعت کمی در حال رشد بوده است. اثر تکانه مذکور بر تورم مثبت است و اثر این تکانه موجب می‌شود ۸۰ درصد افزایش در تورم دیده می‌شود و پس از ۲ دوره اثر تکانه از بین رفته و تورم به حالت پایدار خود می‌رسد. اثر تکانه یادشده بر مصرف در ابتدای دوره منفی (حدود ۱/۸) است؛ ولی پس از آن روند صعودی طی می‌کند و در دوره چهارم این اثر از بین می‌رود.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۲: اثر شوک مارک‌آپ قیمت

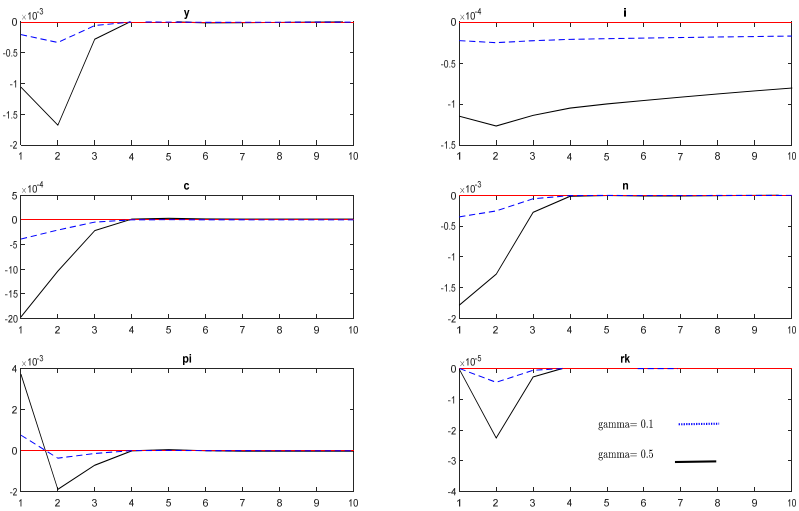
۸-۴. تکانه سیاست پولی (نرخ سود تسهیلات بانکی به بنگاه‌ها)

در نمودار شماره (۳)، توابع عکس‌العمل آنی شش متغیر تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف، تورم، نرخ اجاره سرمایه و اشتغال با در نظر گرفتن کانال هزینه برابر با ۰/۵ (خطوط سیاه) و کانال هزینه ۰/۱ (خطوط آبی) در شبیه‌سازی تکانه نرخ سود تسهیلات بانکی به بنگاه‌ها (۱ درصد) با هم مقایسه شده‌اند که درواقع تکانه سیاست پولی انقباضی است. اگر کانال هزینه مقدار کمی در سیاست‌های پولی داشته باشد، این مدل همیشه پس از یک شوک سیاست پولی انقباضی، تورم واکنش کمتری نسبت به حالتی که پارامتر کانال هزینه بیشتر باشد، از خود نشان خواهد داد. به‌دلیل قیمت‌گذاری کالوو، تورم به هزینه واقعی نهایی تولید بستگی دارد که این هزینه واقعی نهایی به دستمزد واقعی و نرخ اجاره سرمایه بستگی دارد. این دو متغیر همیشه پس از یک سیاست پولی انقباضی کاهش می‌یابد. برای اینکه مدل افزایش تورم را نشان دهد ضروری است که نرخ سود اسمی اثر آنی مثبتی روی هزینه نهایی واقعی داشته باشد. این امر با معرفی کانال هزینه سیاست‌های پولی به‌دست می‌آید؛ در نتیجه نرخ سود اسمی یک جزء از هزینه نهایی واقعی تولید خواهد شد. اثر تکانه سیاست پولی انقباضی، موجب افزایش در تورم می‌شود؛ اما میزان افزایش در تورم در حالتی که پارامتر کانال هزینه بیشتر باشد، واکنش متغیر تورم بیشتر خواهد بود؛ به‌طوری‌که یک شوک ۱ درصدی در نرخ سود تسهیلات، موجب می‌شود تورم افزایش ۴ درصد و یک درصدی به‌ترتیب برای $\gamma = 0.5$ و $\gamma = 0.1$ از خود نشان می‌دهد. میزان واکنش تولید هم به‌همین صورت خواهد بود. اثر تکانه یادشده بر مصرف در

www.SID.ir

Archive of SID

ابتدای دوره منفی است؛ ولی پس از آن روند صعودی طی می‌کند و همواره در مدل با افـزایش مقـدار پارامتر کانال هزینه، این اثر شدیدتر است. اثر تکانه یادشده بر اشتغال منفی است و از دوره چهارم بـه بعد این اثر صفر می‌شود. اثر تکانه مذکور بر سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره در مـدل منفـی اسـت، در پایان ۱۰ دوره نیز این اثر منفی خواهد بود می‌یابد.



نمودار ۳: اثر شوک نرخ سود تسهیلات به بنگاه‌ها

۹. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از منظر مشروعیت و ضرورت کنترل تورم در چارچوب اسلامی، هم براساس آیات و روایات و هم با توجه به آثار نامطلوبی که تورم بر افزایش بـی‌عـدالتی، افـزایش ریسـک سـرمایه‌گذاری، افـزایش فعالیت‌های سفته‌بازانه و کاهش تولید دارد، آشـکار اسـت کـه دولـت اسـلامی موظـف بـه کنتـرل قیمت‌هاست. بنابراین، ابزارهای سیاست پولی برای مقابله با تورم استفاده می‌شوند. ایـران بـه‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه در طول سال‌های متمادی با نرخ‌های بـالای تـورم روبه‌روسـت و همیشـه به‌عنوان یک کشور اسلامی تأکید ویژه‌ای بر رفع فقر و نـابرابری درآمـد در آن وجـود دارد. ازایـن‌رو کاهش تورم یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی طی دست‌کم سه دهـه گذشـته در کشـور بوده است. بنابراین، همیشه سیاسـت‌گذاران بـه‌دنبال اعمـال سیاسـت‌های پـولی و مـالی مناسـب بوده‌اند. وابستگی شدید مسائل اقتصادی به یکدیگر، لزوم توجه همه‌جانبه به آثار اعمال سیاست‌ها را بااهمیت کرده است. یکی از راه‌های کاهش تورم، اعمال سیاست‌های انقباضی پولی است.

www.SID.ir

Archive of SID

جهت بررسی واکنش تورم به اعمال یک سیاست پولی انقباضی، در این مقاله، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد طراحی شده است. سه تکانه تکنولوژی، مارک‌آپ قیمت و نرخ سود تسهیلات بانکی به بنگاه‌ها، به‌عنوان عامل نوسانات ادوار تجاری ایران در الگو تعریف شده‌اند. پس از تصریح الگو، گام بعدی یافتن شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی کارگزاران فعال در اقتصاد بود. سپس، ایستایی مدل، روندزدایی شده و الگوی غیرخطی حاصل، با استفاده از رهیافت اهلیگ به‌صورت لگاریتم خطی درآمده است. الگو با کدنویسی، در محیط نرم‌افزار متلب وارد و واکنش‌ها به انواع تکانه‌ها استخراج شد. وجود رقابت انحصاری و انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی (دستمزد و قیمت) در مدل‌های کینزین جدید باعث می‌شود، پول در این مدل‌ها در کوتاه‌مدت خنثی نباشد تا بتوان اثر آن را بر متغیرهای واقعی اقتصاد در کوتاه‌مدت تبیین کرد. درنهایت، با مقداردهی پارامترهای الگوی خطی شده، ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار الگو، شبیه‌سازی شده و واقعیات اقتصاد ایران، حکایت از موفقیت نسبی بین این دو دارد.

نتایج این مقاله را می‌توان به این شرح خلاصه کرد: به‌منظور ایجاد یک افزایش بیشتر در تورم پس از سیاست انقباضی پولی، لازم است اثر مثبت و آنی از نرخ سود اسمی (تسهیلات به بنگاه‌ها) بر روی هزینه‌های نهایی واقعی، توسط کاهش در دستمزد واقعی و نرخ اجاره سرمایه خنثی نشود. هر چقدر پارامتر کانال هزینه افزایش یابد، افزایش تورم به شوک سیاست پولی انقباضی، افزایشی خواهد بود. واکنش نرخ‌های تورم و نرخ اجاره سرمایه پس از اعمال سیاست پولی در جهت مخالف حرکت می‌کنند. بنابراین، سیاست‌گذار پولی کشور، نباید افزایش کوتاه‌مدت تورم پس از اعمال سیاست پولی انقباضی را در نظر بگیرد.

در ایران اعطای تسهیلات توسط بانک‌ها بر مبنای عقود اسلامی است. با توجه به تنوع کاری و ابزارهای متنوع بانکداری اسلامی در جهان پیشنهاد می‌شود از تجربیات کشورهای اسلامی موفق استفاده شود. مشکل بانکداری اسلامی این است که تجربه زیادی در مقایسه با بانکداری متعارف ندارد.

بانکداری بدون ربا، حداقل‌ترین سطح بانکداری جامع اسلامی است؛ بنابراین باید به سمت الگوی مطلوب بانکداری حرکت کرد. ابداع صکوک یا اوراق مشارکت از اقدامات موفق بانک‌های اسلامی برای ورود به بازار سرمایه است. انجام پژوهش برای ارائه راه‌حل‌های کارا مطابق شریعت اسلام و متناسب با شرایط روز می‌تواند راهگشای فعالیت‌های بانکداری اسلامی شود تا در دنیای رقابتی امروز، بانک‌های اسلامی توانایی لازم برای جلب رضایت مشتریان و رقابت با بانکداری ربوی را داشته باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

۱. امیری، حسین؛ علی‌اصغر سالم و مرجانه بشخور (۱۳۹۶)، «پایداری تورم در ایران»، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، س۱۱، ش۳۵، ص۱۴۱-۱۶۲.

۲. امینی، علیرضا و محمد نشاط حاجی (۱۳۸۴)، «برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۹۵۹-۲۰۰۲»، برنامه و بودجه، ش۹۰، ص۵۳-۸۶.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران و گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.

۴. توتونچیان، ایرج (۱۳۹۳)، «همایش اقتصاد بدون ربا» www.ayaronline.ir

۵. جعفری صمیمی، احمد؛ امیرمنصور طهرانچیان؛ ایلناز ابراهیمی و روزبه بالونژاد نوری (۱۳۹۳)، «اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز»، فصلنامه پژوهشی اقتصادی کاربردی ایران، س۳، ش۱۰، ص۱-۳۲.

۶. دهمرده، نظر و زهرا کسایی (۱۳۹۰)، «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، جستارهای اقتصادی، س۸، ش۱۵، ص۱۶۵-۱۸۸.

۷. دهقان هراتی، علیرضا؛ حسین مهرابی بشرآبادی و علیرضا رهبردهقان (۱۳۹۳)، «بررسی تأثیر سیاست‌های مالی و مالیاتی بر تجارت بخش کشاورزی در ایران»، برنامه‌ریزی و بودجه، س۱۹، ش۱، ص۱۱۱-۱۲۸.

۸. درگاهی، حسن و مهدی هادیان (۱۳۹۵)، «ارزیابی آثار تکانه‌های پولی و مالی با تأکید بر تعادل ترازنامه نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی»، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، س۳، ش۱، ص۱-۲۸.

۹. دولت‌آبادی، سیدمهدی و کامران ندری (۱۳۹۱)، «آثار بخشی سیاست پولی در چارچوب نظام بانکداری بدون ربا»، جستارهای اقتصادی، س۹، ش۱۷، ص۹-۳۰.

۱۰. شاه‌حسینی، سمیه و جاوید بهرامی (۱۳۹۲)، «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، س۱۷، ش۵۳، ص۵۵-۸۳.

۱۱. شاهمرادی، اصغر و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۹)، «ارزیابی اثرات سیاست پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی»، پول و اقتصاد، س۲، ش۳، ص۳۱-۵۶.

www.SID.ir

Archive of SID

۱۲. عرب مازار، عباس و سارا نظری گوارا (۱۳۹۱)، «اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران»، جستارهای اقتصادی، س۹، ش۱۸، ص۵۹-۷۶.
۱۳. عیسی‌زاده، سعید؛ حبیب مروت و امید شریفی (۱۳۹۵)، «شبیه‌سازی انتظارات تورمی ناهمگن در ایران»، مدلسازی اقتصادی، س۱۰، ش۴، پیاپی ۳۶، ص۱۰۱-۱۲۳.
۱۴. فخرحسینی، سیدفخرالدین (۱۳۹۳)، «ادوار تجاری حقیقی تحت ترجیحات مصرفی و فراغت در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی»، مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، ش۱۱، ص۸۱-۱۰۶.
۱۵. فخرحسینی، سیدفخرالدین (۱۳۹۵)، «مدل دستمزد کارایی پویا با ادوار تجاری واقعی»، مدلسازی اقتصادی،دوره ۱۰، ش۱، ص۱۰۷-۱۳۲.
۱۶. فخرحسینی، سیدفخرالدین؛ اصغر شاهمرادی و محمدعلی احسانی (۱۳۹۱)، «چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، س۱۲، ش۱، ص۱-۳۰.
۱۷. فطرس، محمدحسن و رضا معبودی (۱۳۹۵)، «اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا»، فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، س۵، ش۱۹، ص۵۹-۸۲.
۱۸. کاوند، حسین (۱۳۸۸)، تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران، رساله دکتری، تهران: دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۱۹. منظور، داوود و انوشیروان تقی‌پور (۱۳۹۴)، «تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت؛ مورد مطالعه: ایران»، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، س۲۳، ش۷۵، ص۷-۴۴.
۲۰. میثمی، حسین (۱۳۹۴)، «هدف‌گذاری تورمی به‌منظور سیاست‌گذاری پولی در بانکداری اسلامی»، راهبرد اقتصادی، س۴، ش۱۴، ص۳۳-۶۶.
۲۱. مهرگان، نادر؛ سعید عیسی‌زاده؛ عزت‌اله عباسیان و ابراهیم فرجی (۱۳۹۵)، «برآورد وضعیت تعادلی اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای ادوار تجاری حقیقی»، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۳، ش۲، ص۱-۲۲.
۲۲. موسویان، سیدعباس (۱۳۷۹)، کتاب‌شناسی جهاد اقتصادی، چاپ دوم، قم: دارالثقلین.
۲۳. موسویان، سیدعباس و عبداله انصاری (۱۳۹۴)، «بررسی ابزارهای سیاست پولی متعارف در بانکداری بدون ربا»، مطالعات فقه امامیه، دوره ۱، ش۴، ص۴۶-۶۱.

www.SID.ir

Archive of SID

۲۴. موسویان، سیدعباس؛ محمدنقی نظرپور و یحیی لطفی‌نیا (۱۳۹۵)، «تحلیل نظری الگوی بانک اسلامی دبی (راهبردهایی برای اصلاح قانون بانکداری ایران)»، فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی، س۱۶، ش۶۲، ص۱۰۷-۱۳۷.

۲۵. نظری، حسن آقا (۱۳۸۷)،«نظریه مشارکت در سود و زیان، چالش‌ها و راهکارها»، اقتصاد اسلامی، دوره ۸، ش۲۹، ص۶۳-۸۰.

۲۶. همتی، مریم (۱۳۹۰)، «ابزارهای سیاست پولی مبتنی بر نرخ بهره در مقایسه با ابزارهای سیاست پولی غیرربوی»، تازه‌های اقتصاد، س۹، ش۱۳۲، ص۷۰-۷۵.

27. Acolley, D., (2016), Accounting for business cycles in Canada: I. The Role of Supply-Side Factors, University Library of Munich, Germany.

28. Altig, D., Christiano, L., Eichenbaum, M., Linde´, J., (2005), Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle. NBER Working Paper, no. 11034.

29. Barth, M., Ramey, V., (2001), "The cost channel of monetary transmission", *In: Bernanke, B.S., Rogoff, K. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual*, vol. 16. The MIT Press, Cambridge, pp. 199–239.

30. Blanchard, O., Kiyotaki, N., (1987), "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review*, 77, 647–666.

31. Calvo, G., (1983), "Staggered prices in a utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.

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

33. Dib, A., (2001), "An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities"*, Canadian Journal of Economics*, 36,949-72.

34. Galı´, J., Gertler, M., (1999), "Inflation dynamics: a structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, 195–222.

35. Kim, J., (2000), "Constructing and estimating a realistic optimizing model of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, 45, 329–359.

36. Liu, P., (2006), "A Small New Keynesian Model of the New Zealand economy", *Reserve Bank of New Zwaland*, Discussion Paper Series, No. 03/06.

37. Rabanal, P., (2006), "Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31,906-937.

www.SID.ir

Archive of SID

38. Ravenna, F., Walsh, C., (2005), "The cost channel in a New Keynesian model: evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
39. Romer, C., Romer, D., (2004), "A new measure of monetary shocks: derivation and implications", *American Economic Review*, 94, 1055–1084.
40. Romer, D., (2006), Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill, 3rd Ed, Chapter4, page 215.
41. Romer, R.E., (2008), Monetary Policy in oil-producing economies, CEPS working paper, NO. 169.
42. Sbordon, A., (2001), An optimizing model of U.S. wage and price dynamics, Rutgers University Working Paper 2001-11.
43. Schorfheide, F., (2010), *Estimation and evaluation of DSGE models: Progress and challenges* (No.w16781). National Bureau of Economic Research.
44. Sims, c., (1992), "Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy", *Economic Rview*, 36,975-1000.
45. Sugo, T., Ueada, K., (2005), *Estimating a DSGE Model for Japan: Evalating and Modifying a CEE/LOWW Model. Bank of Japan.*
46. Smets, F., Wouters, R., (2003), "An estimated stochastic dynamic general equilibrium model for the euro area", *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.

www.SID.ir