

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

*سیدرضا میرابراهیمی
**بیت‌الله اکبری مقدم
***سیدفخرالدین فخرحسینی
****اکبر میرزاپوری‌باباجان

چکیده

در ایران، شورای پول و اعتبار نرخ سود را به صورت دستوری و با توجه به نرخ تورم تعیین می‌کند. منتظران 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 کanal هزینه را براساس الگوی کینزین‌های جدید از سیکل تجاری بررسی می‌کند و شرایطی را می‌آزماید که تحت آن، الگوی تواند یک پاسخ مثبت از تورم در یک شرایط انقباض پولی ایجاد کند. داده‌های استفاده شده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به طور 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 کanal 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: معماه قیمت، الگوی کینزین جدید، سیاست پولی انقباضی، بانکداری اسلامی، کanal هزینه، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C11, C15, E31, E32.

s_reza_mir@yahoo.com
akbari.beitollah@gmail.com
F_fkm21@yahoo.com
akbar.mirzapour@gmail.com

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین (نویسنده مسئول)
*** استادیار گروه حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تکابن
**** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۹/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۱۳

۱. مقدمه

تورم به عنوان یکی از معضلات اقتصادی اساسی موجب اخلال در نظام تخصیص قیمت‌ها و توزیع درآمد جامعه می‌شود. بی‌ثباتی تورم نه تنها 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 اشار 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 کساچی، 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 به عبارتی 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 افزون بر 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 سیاست‌های است. 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).

در این مقاله الگوی کیزین جدید ادوار تجاری برای اقتصاد ایران استفاده و کanal 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 به گونه‌ای طراحی کنند که قابلیت نظارت و هدایت آنها از طرف دولت براساس مصالح اسلام و مسلمانان فراهم باشد. بنابراین، بانک مرکزی به عنوان 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 به صورت برونز و در بازار پول بدون توجه به ارزش افزوده آن در اقتصاد تعیین می‌شود؛ در حالی که در بانکداری اسلامی بانک یک واسطه‌گردش مالی است و سرمایه نقدی و وجوده 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 دهنده 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 به عبارت دقیق‌تر برگرفته از بازده سرمایه و ارزش افزوده سرمایه در اقتصاد است (همان). شورای فقهی بانک مرکزی^۱ 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.

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 غیرربوی

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 به کارگیری مشارکت در سود و زیان کرده است. به همین دلیل، 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، استقرار از بانک مرکزی و تذکاریه‌های اخلاقی می‌توانند در حوزه بانکداری اسلامی به منظور کنترل نقدینگی استفاده شوند. همچنین، در سیستم غیرربوی، عملیات بازار باز می‌تواند از طریق اوراق بهادر سازگار با شریعت از جمله اوراق مشارکت اسلامی، انواع صکوک‌ها و... به کار 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، متعدد 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. از آنجاکه 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 رشد را در بخش‌های صنعت مالی جهانی دارد؛ به طوری که 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).

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 مشروعيت فقهی داشته باشند. درخلاف 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 به طور کامل رعایت شود.

از دیدگاه مشروعيت 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 سفت‌هزاره و کاهش تولید دارد، آشکار است که دولت اسلامی موظف به کنترل قیمت‌هاست.

نکته مهم دیگر، مشروعيت ابزارهای سیاست پولی برای مقابله با تورم است که این موضوع دارای پیش‌شرط‌های متعددی است که از آن جمله می‌توان به مشروعيت 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 (میشمی، 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 «معماهی قیمت»^۱ گفته می‌شود.

بارث و رومر^۲ (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، معماهی قیمت وجود دارد. سیمز^۳ (۱۹۹۲) می‌نویسد هنگامی که قیمت کالاها در مدل بردارهای خودبرگشتی وارد شود، در این حالت معماهی قیمت ظاهر نمی‌شود. اما رومر و رومر^۴ (۲۰۰۴) در

1. price puzzle

2. Barth and Ramey

3. Sims

4. Romer and Romer

مقاله خود با در نظر گرفتن چند شوک سیاست پولی نتیجه گرفتند که معماً قیمت درست نیست (ربانال،^۱ ۲۰۰۶)؛

ب) اثر «کanal هزینه»^۲ سیاست پولی باید در نظر گرفته شود. کanal 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 به صورت هم‌زمان، بر اثر سنتی طرف تقاضا غلبه کند.

در قالب مدل‌های تعادل عمومی نیوکینزی، از مدل‌سازی تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده می‌شود که بر پایه 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 (روم، ۲۰۰۶).

این مقاله یک مدل کینزی جدید با در نظر گرفتن فرضیه کanal هزینه توسعه یافته است؛ یعنی یک تعادلی 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 کanal هزینه را در انتقال سیاست پولی نشان می‌دهد.

۴. پیشینه تحقیق

۴-۱. مطالعات خارجی

اکولی^۳ (۲۰۱۶) با هدف توصیف و توضیح ادوار تجاری در کشور کانادا با استفاده از تصوری ادوار تجاری واقعی،^۴ با بهره‌گیری از داده‌های حساب‌های ملی کانادا یک راه حل تعادلی برای پارامترهای

1. Rabanal
3. Accolley

2. Cost Channel
4. RBC

تعادلی مدل به دست آورد. در این مطالعه کشش سرمایه، نرخ تنزیل، وزن نسبی رفاه در تابع مطلوبیت و پارامتر پایداری شوک‌ها به ترتیب $0/33$ ، $0/98$ ، $0/90$ و $0/95$ به دست آمدند.

شورفاید^۱ (2010) با بررسی پیشرفت‌های اخیر در برآورد و بررسی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی داده‌های آمریکا را در دوره زمانی $1965-2005$ 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 به ترتیب $0/28$ ، $0/80$ و $0/89$ به دست آمد.

رومرو^۲ (2008) در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، تأثیر شوک قیمت نفت را بر متغیرهای کلان اقتصادی چهار تولیدکننده نفت آمریکا، نرود، کانادا و انگلستان بررسی کرد. در این مطالعه منحنی فیلیپس با لحاظ درآمدهای نفتی طراحی شد که ایجادکننده فشار تورمی بیشتر است. نتایج تحلیل توابع عکس العمل آنی نشان می‌دهد که مصرف، تورم، هزینه نهایی و دستمزد به شوک قیمت نفت واکنش مثبت نشان می‌دهند. در مقابل، واکنش تولید به شوک قیمت نفت منفی است. بر پایه نتایج، برای ثبت تورم و مصرف، اقتصادهای مطالعه شده واکنش بهتری نسبت به قاعدة سیاست پولی تیلور با لحاظ هر دوره کالاهای نهایی و تولید نفت نشان می‌دهد.

لیو^۳ (2005) در یک اقتصاد باز کوچک یعنی اقتصاد نیوزلند با طراحی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کیزین 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 ویدا^۴ (2005) به ارائه یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ژاپن به منظور 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^۵ (2005) 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^۶ و انتخاب متغیرهای کمکی وابسته است. شیوه تخمین تک معادله‌ای (یا اطلاعات محدود) بسیار قوی هستند و می‌توانند به وسیله

1. Schorfheide

2. Romero

3. Philip Liu

4. Tomohiro Sugo, Kozo Ueda

5. Ravenna and Walsh

6. GMM

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

کریستیانو و همکاران^۱ (۲۰۰۵) تخمین پارامترها را با استفاده از کمینه‌سازی فاصله بین تخمین براساس بردارهای خود برگشتی و پاسخ‌های آنی مدل پایه 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 به دنبال نشان دادن اثر شوک‌ها در وضعیت تعادلی اقتصاد ایران هستند. در این راستا استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، به دلیل داشتن پایه خرد قوی، محبوبیت یافته است.

مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) وضعیت تعادلی اقتصاد ایران را در چارچوب الگوی ادوار تجاری تحقیقی بررسی کردند، آنها براساس مدل مکالوم 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 معبدی (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 به رغم رشد تولید باعث توزیع نابرابری درآمد خانوارها شده است.

منظور و نقی پور (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

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 کیزی جدید به نسبت استاندارد با انعطاف‌ناپذیری اسمی و واقعی ارائه می‌کند. همچنین، با معرفی یک کanal 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^۱ (۱۹۸۷) در این مقاله، ساختار بازار کالاهای بازار کار رقابت انحصاری در نظر گرفته شده است. این الگو شامل موارد زیر است: الف) یک زنجیره پیوسته از خانوارهای یکسان، با نمایه $[0,1] \in z$ ، که هر کدام تأمین‌کننده انواع مختلفی از نیروی کار که یک جانشین ناقصی برای دیگر انواع نیروی کار می‌باشد؛ ب) یک زنجیره پیوسته از تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، که با نمایه $[0,1] \in i$ ، که هر کدام نوعی از کالا را عرضه می‌کنند، که جانشین ناقصی برای سایر کالاهای است؛ و ج) یک زنجیره پیوسته از تولیدکنندگان کالاهای نهایی یکسان می‌باشد.

۵-۱. تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای و کanal هزینه

مهم‌ترین ویژگی این الگو وجود یک کanal هزینه سیاست پولی است؛ با این فرض که بخشی از بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه، با نمایه $[0,1] \in n$ ، 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 کanal می‌تواند به عنوان کanal طرف عرضه در نظر گرفته شود (Barh & Ramey, 2001).

معادله ۱ تابع تولید کالاهای واسطه‌ای است.

$$Y_t^i = A_t (u_t K_{i,t})^\alpha N_{i,t}^{1-\alpha} \quad (1)$$

1. Blanchard and Kiyotaki

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. به منظور به دست آوردن یک واحد مؤثر نیروی کار، بنگاهها $N_{i,t}^j$ را استخدام می‌کنند که بیان کننده نیروی کار خانوار زام است و $N_{i,t}$ عرضه نیروی کار ترکیبی و ϕ مارک-آپ دستمزد^۱ است که به صورت معادله ۲ می‌باشد:

$$N_{i,t} = \left[\int_0^1 (N_{i,t}^j)^{(\phi-1)/\phi} dj \right]^{\phi/(1-\phi)} \quad (2)$$

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

$$\begin{aligned} N_t^j &= (W_t^i/W_t)^{-\phi} N_t \\ W_t &= \left[\int_0^1 (w_t^j)^{1-\phi} dj \right]^{1/(1-\phi)} \end{aligned} \quad (3)$$

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^۲ صورتحساب دستمزد اسمی برابر است با $R_t^l \int_0^1 W_t^j N_{i,t}^j dj + R_t^r \int_0^1 W_t^j N_{i,t}^j dj$ در حالی که 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 استقراضی به عنوان 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.^۳ تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و جانشین ناقص همیگر 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 مصرف کنندگان بفروشند و مصرف کنندگان بر اساس شاخص دیکسیت-استیگلیتز این کالاهای را با هم ترکیب کنند؛ روش دیگر آن است که فرض می‌شود زنجیرهایی از تولیدکنندگان کالاهای واسطه وجود دارند که کالایی 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.

$$\left[\int_0^t Y_t^{(\lambda-1)/\lambda} d\lambda \right]^{\lambda/(\lambda-1)} = Y_t \quad (4)$$

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 به دنبال تقاضا برای انواع کالاهای واسطه‌ای به شکل

معادله ۵ خواهد بود:

$$Y_t^i = \left[\frac{P_t^i}{P_t} \right]^{-\lambda_t} Y_t \quad (5)$$

که در آن $P_t^i = \left[\int_0^t (P_t^i)^{1-\lambda_t} d\lambda \right]^{\frac{1}{(1-\lambda_t)}}$ 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.

۳-۵. 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 کالاهای 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، به صورت معادله ۶ است.

$$\max_{E_0} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t^j - bC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{(N_t^j)^{1+\eta}}{1+\eta} + \frac{\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c} \right)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} \right] \quad (6)$$

که در آن $\beta \in (0,1)$ عامل تزیيل، 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 η 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:

$$\begin{aligned} & c_t^i + I_t^i + b_t^i + m_t^{c,i} \\ & = (1 + r_{t-1}^d) \frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{W_t^j N_t^j}{P_t} + [R_t^k u_t - \Psi(u_t)] K_{t-1}^j \\ & + T R_t^i - T_t^i + D i v_t^i \end{aligned} \quad (7)$$

که در آن هزینه‌های خانوار نمونه برای خریدهای مصرفی کالاهای نهایی (C_t^j)، I_t^j امیزان سرمایه‌گذاری، b_t^j اوراق مشارکت، r_{t-1}^d بیان‌کننده نرخ بهره اسمنی اوراق مشارکت، T_t^i مالیات خانوارها (مالیات مستقیم، غیرمستقیم و ارزش افزوده) TR_t^i پرداخت‌های یارانه‌ای دولت، و خانوار ثروت خود را به صورت $m_t^{c,i}$ مانده واقعی پول و اوراق مشارکت نگهداری می‌کند. درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار ($\frac{W_t^i}{P_t^c} N_t^i$)، اجاره سرمایه، منهای هزینه مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه و سودهای تقسیم شده بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بانک‌ها Div_t^i به دست می‌آید. در رابطه (۷)، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقی سرمایه و u_t شدت استفاده (نرخ بهره‌برداری) از ظرفیت سرمایه و $(u_t)^{\Psi}$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه می‌باشد.

هزینه بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه $(u_t)^{\Psi}$ بیان‌کننده هزینه هر واحد سرمایه فیزیکی است.

در حالت تعادل بلندمدت این روابط برقرار است: $\Psi'' > 0, \Psi' > 0, \Psi(1) = 0, u = 1$ در حالی سرمایه در مالکیت خانوارها است و به عنوان عامل تولید همگن در فرایند تولید استفاده می‌شود.

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

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + [1 - s\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)]I_t \quad (8)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه‌گذاری، I_t^i سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی و (0) تابع هزینه تعديل سرمایه‌گذاری می‌باشد که تابعی مثبت از تغییرات در سرمایه‌گذاری است. $S(0)$ در واقع 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.

$$\begin{aligned} Max E_t \sum_{t=0}^{\infty} & \left\{ \left[\frac{(C_t^j - b_t C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{(N_t^j)^{1+\eta}}{1+\eta} + \frac{\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} \right] \right. \\ & + \lambda_t \left[(1 + r_{t-1}^d) \frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + \frac{W_t^j N_t^j}{P_t} \right. \\ & + [R_t^k u_t - \Psi(u_t)] K_{t-1}^j + T R_t^i - T_t^i + Div_t^i - c_t^i - I_t^i - b_t^i \\ & \left. \left. - m_t^{c,i} \right] + Q_t \left[(1 - \delta) k_{t-1} + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] I_t - k_t \right] \right\} \end{aligned} \quad (9)$$

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

$$(\partial c_t) \quad (c_t - bc_{t-1})^{-\sigma} = \lambda_t \quad (10)$$

$$(\partial I_t) \quad Q_t \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \cdot \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t Q_{t+1} S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 = \lambda_t \quad (11)$$

$$(\partial z_t) \quad R_t^k = \Psi'(u_t) \quad (12)$$

$$(\partial K_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1} R_{t+1}^k - \Psi(u_{t+1})] + \beta(1-\delta) E_t Q_{t+1} \quad (13)$$

$$(\partial b_t) \quad Q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t^d) \frac{1}{\pi_{t+1}^c} = \lambda_t \quad (14)$$

$$(\partial m_t^c) \quad (m_t^c)^{-\sigma_m} = \lambda_t - \beta E_t \lambda_{t+1} \frac{1}{\pi_{t+1}^c} \quad (15)$$

$$(\partial N_t) \quad -N_t^\eta + \lambda_t \frac{W_t}{P_t^c} = 0 \quad (16)$$

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 به دست می‌آید:

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = E_t \frac{(c_t - bc_{t-1})^{-\sigma}}{(c_{t+1} - bc_t)^{-\sigma}} \quad (17)$$

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

$$E_t \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \beta E_t (1 + r_t^d) \frac{1}{\pi_{t+1}^c} \quad (18)$$

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

$$\beta E_t (1 + r_t^d) \frac{1}{\pi_{t+1}^c} = E_t \frac{(c_t - bc_{t-1})^{-\sigma}}{(c_{t+1} - bc_t)^{-\sigma}} \quad (19)$$

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

۵-۳-۲. اثبات سرمایه و سرمایه‌گذاری

از ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۳) می‌توان رابطه Q نهایی توبین را نوشت که از نسبت $\frac{q_t}{\lambda_t}$ به دست می‌آید و بیان‌کننده ارزش میزان سرمایه‌گذاری بر حسب 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 به صورت معادله ۲۰ و ۲۱ نوشت:

$$1 = q_t \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \cdot \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \quad (20)$$

$$q_t = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} [q_{t+1}(1 - \delta) + u_{t+1} R_{t+1}^k - \Psi(u_{t+1})] \quad (21)$$

نرخ بهره‌برداری از سرمایه برابر با رابطه ۲۲ است:

$$R_t^k = \Psi'(u_t) \quad (22)$$

۵-۴. مقام پولی و تسویه بازار

بانک مرکزی به عنوان مقام پولی می‌تواند نرخ سپرده‌های بانکی r_t^d 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 در واقع پاسخ به انحراف از نرخ سپرده‌های بانکی و برخی شاخص‌های اقتصادی در وضعیت با ثابت است.

$$r_t^d = \rho_r r_t^d + (1 - \rho_r) \gamma_p \Delta p_t + (1 - \rho_r) \gamma_y y_t + (1 - \rho_r) \gamma_\mu \mu_t + \varepsilon_t^z \quad (23)$$

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_t^l) برابر است با مارک آپ (μ) به علاوه نرخ سود سپرده‌های بانکی (r_t^d):

$$r_t^l = r_t^d + \mu + u_t^l \quad (24)$$

در معادله ۲۴ u_t^l تکانه نرخ سود (بهره) وام‌های بانکی و به صورت $u_t^l \sim N(0, \sigma_t^2)$ می‌باشد.

شرایط تسویه بازار نیاز دارد که در همه نهاده‌ها، کالاهای واسطه‌ای و نهایی با تقاضا برابر

شوند. محدودیت منابع اقتصاد به صورت معادله ۲۵ است:

$$Y = C_t + I_t + G_t + \Psi(u_t) k_{t-1} \quad (25)$$

۶. معادلات خطی شده

معادله مصرف اولر

$$c_t(1+b) = E_t c_{t+1} + b c_{t-1} - \frac{(1-b)}{\sigma} (r_t - E_t \Delta p_{t+1}) \quad (26)$$

همان طورکه در کالی (۱۹۹۹) و سوبردون (۲۰۰۱) نشان داده شده، نیروی محركه تورم در پایه مدل، هزینهنهایی واقعی تولیدات است. در مدل استاندارد، بدون کanal هزینه، هزینهنهایی واقعی به دستمزد واقعی و نرخ اجاره سرمایه وابسته است؛ چون هر دوی نیروی کار و سرمایه در تابع تولید و شوک تکنولوژی به کار می‌روند. هنگامی که کanal هزینه در مدل اعمال شد، نرخ سود نیز یک عامل تعیین‌کننده مستقیم از هزینهنهایی واقعی و تورم است. هزینهنهایی واقعی به صورت معادله ۲۷ بیان می‌شود:

$$mc_t = \alpha r_t^k + (1-\alpha)(\omega_t + \gamma r_t^l) - a_t \quad (27)$$

هنگامی که یک کanal هزینه وجود دارد \Rightarrow است (اثر طرف عرضه سیاست پولی).

ارتباط نرخ اجاره سرمایه با نرخ کاربری سرمایه:

$$u_t = \psi r_t^k \quad (28)$$

پویایی تورم:

$$\Delta p_t = \gamma_b \Delta p_{t-1} + \gamma_f E_t \Delta p_{t+1} + \kappa_p m_c t + \kappa_p \varepsilon_t^p \quad (29)$$

تنظیم دستمزدهای چسبنده با شاخص بندي از پیش تعیین شده:

$$(1+\beta)\omega_t = \omega_{t-1} + \beta E_t \omega_{t+1} + \omega_w \Delta p_{t-1} - (1+\beta\omega_w) \Delta p_t + \beta E_t \Delta p_{t+1} - \kappa_w (\omega_t - \frac{\sigma}{(1-b)} (c_t - b c_{t-1}) - \eta n_t) \quad (30)$$

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

نسبت بهینه سرمایه به کار:

$$l_t - u_t - k_{t-1} = r_t^k - (\omega_t + \gamma r_t^l) \quad (31)$$

توسعه قیمت‌های سایه‌ای سرمایه‌گذاری روی کالاهای مصرفی (کیوتوبین) به صورت معادله

۳۲ به نرخ اجاره سرمایه و نرخ سود واقعی وابسته است:

$$q_t = \beta(1-\delta)E_t q_{t+1} + [1-\beta(1-\delta)]E_t r_{t+1}^k - (r_t - E_t \Delta p_{t+1}) \quad (32)$$

توسعه سرمایه و سرمایه‌گذاری به صورت معادله ۳۳ است

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + \delta i_t, \text{ و } i_t = \frac{1}{1+\beta} (\beta E_t i_{t+1} + i_{t-1} + \varphi q_t) \quad (33)$$

تابع تولید کالای واسطه‌ای به صورت رابطه ۳۴ است

$$y_t = a_t + \alpha(u_t + k_{t-1}) + (1 - \alpha)n_t. \quad (34)$$

محدودیت منابع به صورت معادله ۳۵ است

$$y_t = (1 - \bar{I} - \bar{G})c_t + \bar{I}i_t + \bar{G}g_t + \alpha\bar{\lambda}/(\bar{\lambda} - 1)u_t \quad (35)$$

انحراف تورم از تولید وضعیت پایدار (قاعده تیلور):

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)\gamma_p \Delta p_t + (1 - \rho_r)\gamma_y y_t + \varepsilon_t^z, \quad (36)$$

۷. حل و تحلیل تابع مدل در اقتصاد ایران

در این بخش، مدل طراحی شده در قسمت قبل به طور 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،^۱ اهداف تحقیق بررسی می‌شود.

۷-۱. کالیبره کردن

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

جدول ۱: پارامترهای مقداردهی شده (کالیبره شده)^۲

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	۰/۱ و ۰/۵	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	ربانال، 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 با ذکر مأخذ از آنها استفاده می‌شود.

پارامتر	تعريف	مقدار	منبع
ω_P	شاخص بندي قيمت	۰/۵۴۵	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
ω_W	شاخص بندي دستمزد	۰/۵۴۰۳	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
σ_P	انحراف استاندارد اختلالات مارک-آپ قيمت	۰/۰۵	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
Φ	کشش تابع هزینه تعديل سرمایه‌گذاری	۰/۹۴	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
θ_P	درصد خانوارهایی که قادر به تعديل دستمزد اسمی نیستند	۰/۱۱۴۶	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
θ_W	درصد بنگاههایی که قادر به تعديل قيمت خود نیستند	۰/۳۰۶۴	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
G/y	حالت باتبات مخارج دولتی به تولید	۰/۱۸	یافته تحقیق
γ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل سیاست پولی	۰/۷۷	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
γ_P	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل سیاست پولی	۱/۵۷۴	منظور و نقی پور، ۱۳۹۴
γ_{μ}	ضریب اهمیت نرخ رشبیول در تابع عکس العمل 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

۲-۷. 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 هدريك-پرسکات (با احتساب $\lambda = 100$) روندزادایی 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 به خوبی مقادیر یادشده را برای متغیرها، شبیه‌سازی کرده است. ضریب خودهمبستگی در وقفه ۱ و ۲ داده‌های واقعی برای تولید واقعی بدون نفت به ترتیب $0/۶۹$ و $0/۲۱$ بسیار نزدیک به مقدار شبیه‌سازی $0/۵۸$ و $0/۳۰$ می‌باشد و انحراف معیار داده واقعی $0/۰۴۶$ می‌باشد؛ در حالی که مقدار برآورده شده بسیار نزدیک به آن و برابر با $0/۰۳۹$ می‌باشد. نتایج در مورد مصرف واقعی نیز قابل قبول است. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد مقدار ضریب خودهمبستگی متغیر مصرف واقعی در وقفه ۱ و ۲ داده‌های واقعی $0/۶۵$ و $0/۱۲$ و مقدار شبیه‌سازی $0/۰۵۵$ و $0/۰۲۶$ می‌باشد که نشان‌دهنده نزدیکی می‌باشد. انحراف معیار داده واقعی و مقدار برآورد شده به ترتیب $0/۰۴۶$ و $0/۰۴۸$ می‌باشد. دیگر متغیرها نیز به همین ترتیب است.

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

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

با استفاده از نرم‌افزار Matlab به دست آمده است.

۸. تحلیل پاسخ‌های آنی

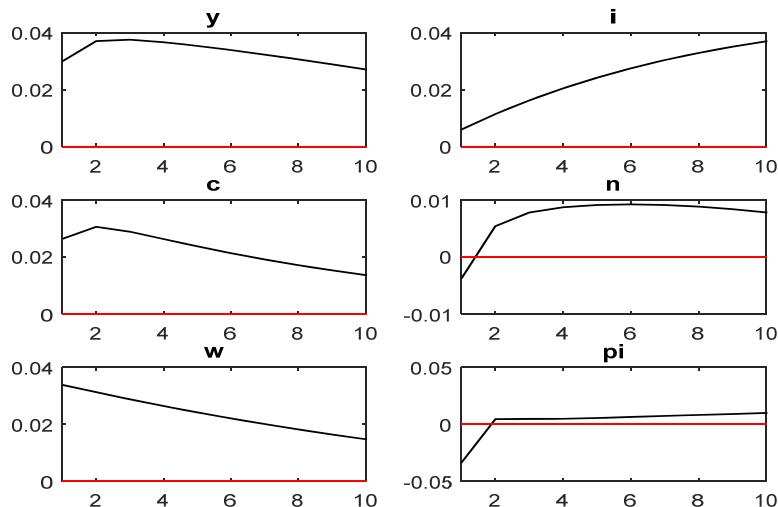
۸-۱. واکنش آنی مدل

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 تقسیم می‌شود که کanal 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 کالاهای و خدمات در اقتصاد افزایش می‌یابد. افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری به افزایش تقاضای کل در اقتصاد منجر خواهد شد. در عین حال به دلیل افزایش عرضه کل در اقتصاد ناشی از افزایش بهره‌وری عوامل تولید، مازاد تقاضا جبران می‌شود و به دنبال آن میزان تورم در اقتصاد کاهش می‌یابد.

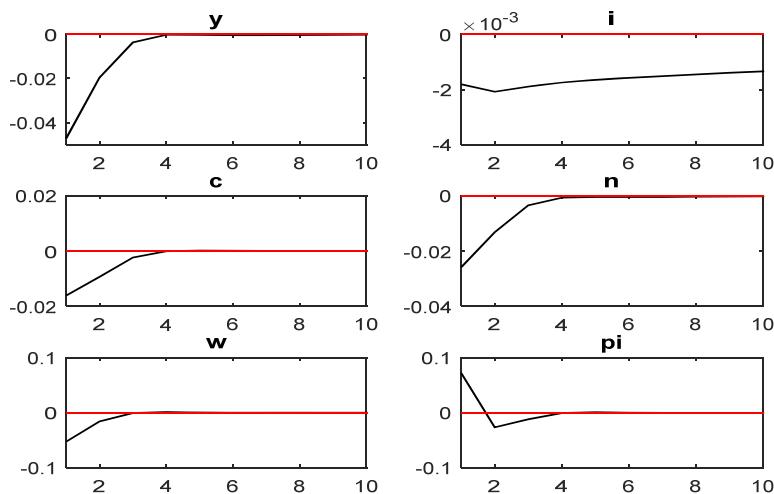
در نمودار (۱) اثر شوک بهره‌وری بر متغیرهای مصرف کل (C)، تولید (y)، دستمزد حقیقی (w)، نرخ تورم (pi) نشان داده شده است که تأییدکننده انتظار تئوریک است.



نمودار ۱: اثر شوک بهره‌وری

۳-۸. تکانه مارک آپ قیمت

در نمودار شماره ۲ توابع عکس العمل آنی شش متغیر تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف، تورم، دستمزد و اشتغال، در شبیه‌سازی تکانه مارک آپ قیمت، با هم مقایسه شده‌اند. با بروز شوک مارک آپ قیمت به اندازه ۵ درصد، بر تولید در ابتدای دوره مورد بررسی حدود $4/5$ 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 $1/2$ درصد بوده، و با سرعت کمی در حال رشد بوده است. اثر تکانه مذکور بر تورم مثبت است و اثر این تکانه موجب می‌شود 80 درصد افزایش در تورم دیده می‌شود و پس از 2 دوره اثر تکانه از بین رفته و تورم به حالت پایدار خود می‌رسد. اثر تکانه یادشده بر مصرف در ابتدای دوره منفی (حدود $1/8$) است؛ ولی پس از آن روند صعودی طی می‌کند و در دوره چهارم این اثر از بین می‌رود.

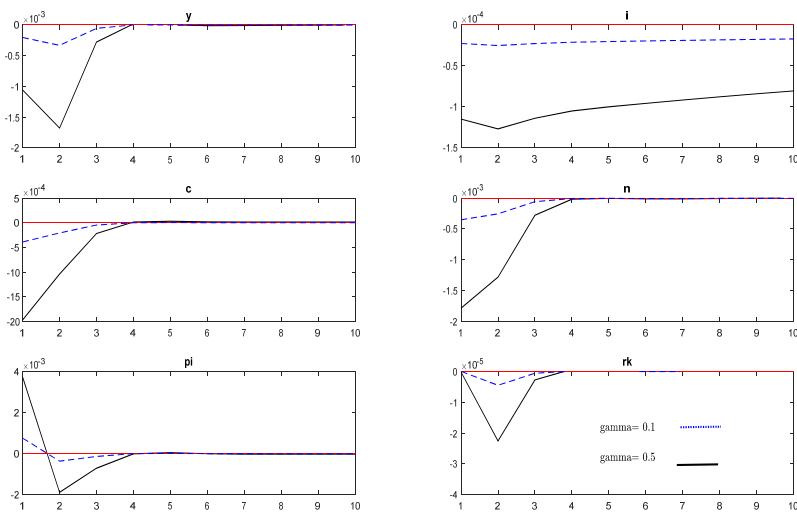


نمودار ۲: اثر شوک مارک آپ قیمت

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

در نمودار شماره (۳)، توابع عکس العمل آنی شش متغیر تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف، تورم، نرخ اجاره سرمایه و اشتغال با در نظر گرفتن کanal هزینه برابر با $0/5$ (خطوط سیاه) و کanal هزینه $0/1$ (خطوط آبی) در شبیه‌سازی تکانه نرخ سود تسهیلات بانکی به بنگاهها (درصد) با هم مقایسه شده‌اند که در واقع تکانه سیاست پولی انتباختی است. اگر کanal هزینه مقدار کمی در سیاست‌های پولی داشته باشد، این مدل همیشه پس از یک شوک سیاست پولی انتباختی، تورم واکنش کمتری نسبت به حالاتی که پارامتر کanal هزینه بیشتر باشد، از خود نشان خواهد داد. به دلیل 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 انتباختی 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 کanal هزینه سیاست‌های پولی به دست می‌آید؛ در نتیجه نرخ سود اسمی یک جزء از هزینه نهایی واقعی تولید خواهد شد. اثر تکانه سیاست پولی انتباختی، موجب افزایش در تورم می‌شود؛ اما میزان افزایش در تورم در حالاتی که پارامتر کanal هزینه بیشتر باشد، واکنش متغیر تورم بیشتر خواهد بود؛ به طوری که یک شوک ۱ درصدی در نرخ سود تسهیلات، موجب می‌شود تورم افزایش 4 درصد و یک درصدی به ترتیب برای $0.5 = \gamma$ و $0.1 = \gamma$ از خود نشان می‌دهد. میزان واکنش تولید هم به همین صورت خواهد بود. اثر تکانه یادشده بر مصرف در

ابتداً دوره منفی است؛ ولی پس از آن روند صعودی طی می‌کند و همواره در مدل با افزایش مقدار پارامتر کanal هزینه، این اثر شدیدتر است. اثر تکانه یادشده بر اشتغال منفی است و از دوره چهارم به بعد این اثر صفر می‌شود. اثر تکانه مذکور بر سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره در مدل منفی است، 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 بی‌عدالتی، افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، افزایش فعالیت‌های سفته‌بازانه و کاهش تولید دارد، آشکار است که دولت اسلامی موظف به کنترل قیمت‌هاست. بنابراین، ابزارهای سیاست پولی برای مقابله با تورم استفاده می‌شوند. ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه در طول سال‌های متتمادی با نرخ‌های بالای تورم روبروست و همیشه به عنوان یک کشور اسلامی تأکید ویژه‌ای بر رفع فقر و نابرابری درآمد در آن وجود دارد. ازین‌رو کاهش تورم یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی طی دست‌کم سه دهه گذشته در کشور بوده است. بنابراین، همیشه سیاست‌گذاران به دنبال اعمال سیاست‌های پولی و مالی مناسب بوده‌اند. وابستگی شدید مسائل اقتصادی به یکدیگر، لزوم توجه همه جانبه به آثار اعمال سیاست‌ها را با اهمیت کرده است. یکی از راه‌های کاهش تورم، اعمال سیاست‌های انقباضی پولی است.

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، مارک آپ قیمت و نرخ سود تسهیلات بانکی به بنگاهها، به عنوان عامل نوسانات ادوار تجاری ایران در الگو تعریف شده‌اند. پس از تصریح الگو، گام بعدی یافتن شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی کارگزاران فعلی در اقتصاد بود. سپس، ایستایی مدل، روند زدایی شده و الگوی غیرخطی حاصل، با استفاده از رهیافت اهلیگ به صورت 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 کیزین 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، شیوه‌سازی شده و واقعیات اقتصاد ایران، حکایت از موقوفیت نسبی بین این دو دارد.

نتایج این مقاله را می‌توان به این شرح خلاصه کرد: به منظور 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 کanal 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 تتنوع 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 راه حل‌های کارا مطابق شریعت اسلام و متناسب با شرایط روز می‌تواند راهگشایی 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.

منابع

۱. امیری، حسین؛ علی اصغر سالم و مرجانه بشخور (۱۳۹۶)، «پایداری تورم در ایران»، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، س، ۱۱، ش، ۳۵، ص ۱۴۱-۱۶۲.
۲. امینی، علیرضا و محمد نشاط حاجی (۱۳۸۴)، «برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۹۵۹-۲۰۰۲»، برنامه و بودجه، ش، ۹۰، ص ۵۳-۸۶.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران و گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.
۴. توبونچیان، ایرج (۱۳۹۳)، «همایش اقتصاد بدون ربا» www.ayaronline.ir
۵. جعفری صمیمی، احمد؛ امیر منصور طهرانچیان؛ ایلنаз ابراهیمی و روزبه بالونزاد 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، س، ۳، ش، ۱۰، ص ۳۲-۱.
۶. دهمده، نظر و زهرا کساپی (۱۳۹۰)، «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، جستارهای اقتصادی، س، ۸، ش، ۱۵، ص ۱۶۵-۱۸۸.
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، س، ۱۹، ش، ۱، ص ۱۱۱-۱۲۸.
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، س، ۳، ش، ۱، ص ۲۸-۱.
۹. دولت‌آبادی، سید مهدی و کامران ندری (۱۳۹۱)، «آثار بخشی سیاست پولی در چارچوب نظام بانکداری بدون ربا»، جستارهای اقتصادی، س، ۹، ش، ۱۷، ص ۹-۳۰.
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، س، ۱۷، ش، ۵۳، ص ۵۵-۸۳.
۱۱. شاهمرادی، اصغر و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۹)، «ارزیابی اثرات سیاست پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی»، پول و اقتصاد، س، ۲، ش، ۳، ص ۳۱-۵۶.

۱۲. عرب مازار، عباس و سارا نظری گوارا (۱۳۹۱)، «اثر ناظمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران»، *جستارهای اقتصادی*، س ۹، ش ۱۸، ص ۵۹-۷۶.
۱۳. عیسی‌زاده، سعید؛ حبیب مروت و امید شریفی (۱۳۹۵)، «شبیه‌سازی انتظارات تورمی ناهمگن در ایران»، *مدلسازی اقتصادی*، س ۱۰، ش ۴، پیاپی ۳۶، ص ۱۰۱-۱۲۳.
۱۴. فخرحسینی، سیدفخرالدین (۱۳۹۳)، «ادوار تجاری حقیقی تحت ترجیحات مصرفی و فراخت در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ش ۱۱، ص ۸۱-۱۰۶.
۱۵. فخرحسینی، سیدفخرالدین (۱۳۹۵)، «مدل دستمزد کارایی پویا با ادوار تجاری واقعی»، *مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۰، ش ۱، ص ۱۰۷-۱۳۲.
۱۶. فخرحسینی، سیدفخرالدین؛ اصغر شاهمرادی و محمدعلی احسانی (۱۳۹۱)، «چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، س ۱۲، ش ۱، ص ۳۰-۳۰.
۱۷. فطرس، محمدحسن و رضا معبدی (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*، س ۵، ش ۱۹، ص ۵۹-۸۲.
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، داود و انشیروان تقی‌پور (۱۳۹۴)، «تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت؛ مورد مطالعه: ایران»، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، س ۲۳، ش ۷۵، ص ۷-۴۴.
۲۰. میثمی، حسین (۱۳۹۴)، «هدف‌گذاری تورمی به منظور سیاست‌گذاری پولی در بانکداری اسلامی»، *راهبرد اقتصادی*، س ۴، ش ۱۴، ص ۳۳-۶۶.
۲۱. مهرگان، نادر؛ سعید عیسی‌زاده؛ عزت‌الله عباسیان و ابراهیم فرجی (۱۳۹۵)، «برآورد وضعیت تعادلی اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای ادوار تجاری حقیقی»، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، ش ۲، ص ۱-۲۲.
۲۲. موسویان، سیدعباس (۱۳۷۹)، *کتاب‌شناسی جهاد اقتصادی*، چاپ دوم، قم: دارالثقلین.
۲۳. موسویان، سیدعباس و عبدالله انصاری (۱۳۹۴)، «بررسی ابزارهای سیاست پولی متعارف در بانکداری بدون ربا»، *مطالعات فقه امامیه*، دوره ۱، ش ۴، ص ۴۶-۶۱.

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*، س، ۱۶، ش، ۶۲، ص، ۱۰۷-۱۳۷.
۲۵. نظری، حسن آقا (۱۳۸۷)، «نظریه مشارکت در سود و زیان، چالش‌ها و راهکارها»، *اقتصاد اسلامی*، دوره ۸، ش، ۲۹، ص، ۶۳-۸۰.
۲۶. همتی، مریم (۱۳۹۰)، «ابزارهای سیاست پولی مبتنی بر نرخ بهره در مقایسه با ابزارهای سیاست پولی غیرربوی»، *تازه‌های اقتصاد*، س، ۹، ش، ۱۳۲، ص، ۷۰-۷۵.
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. Gali', 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 Zealand*, 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.

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., Ueda, K., (2005), *Estimating a DSGE Model for Japan: Evaluating 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.