نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بررسی بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی: رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

افسانه قاسمی[۱]
بیت الله اکبری مقدم[۲*]
حسین توکلیان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲۹

چکیده

به دلیل افزایش نقش و اهمیت عملکردی واسطه‌های مالی در ادبیات مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی و همچنین تاثیر به سزای آن در انتقال آثار سیاست‌های اقتصادی در این مقاله تلاش شده است که مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با مداخله‌گری سیستم بانکی مطابق با نظریه گرتلر و کارادای[۴] (۲۰۱۱) طراحی شود. نتایج حاصل از حل مدل و بررسی اثرات تکانه‌های مالی و پولی بر متغیرهای حقیقی، اسمی و بانکی اقتصاد حاکی از آن است که یک شوک مثبت تکنولوژی موجب می‌شود به تدریج تولید، مصرف و ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش و نرخ وام‌دهی بانک‌ها کاهش یابد و همچنین کاهش قابل توجهی در سرمایه بانک رخ دهد، چرا که بانک‌ها ترجیح می‌دهند به صندوق‌های ارزان‌تر از بانک مرکزی تکیه کنند. تکانه‌های مارک‌آپ دستمزد و قیمت، سبب کاهش تولید و دستمزد واقعی خواهد شد و تاثیر منفی روی سرمایه‌گذاری دارد و موجب کاهش سطح مصرف و کاهش تقاضا برای سپرده‌های بانکی و کاهش ارزش واسطه‌های مالی خواهد شد. اثر تکانه پولی بر میزان تولید اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی اندک است و همچنین باعث کاهش میزان اشتغال، تورم و سرمایه‌گذاری خواهد شد. میزان تمایل به سپرده‌گذاری افزایش و نرخ سپرده‌گذاری کاهش می‌یابد و در نهایت تکانه مخارج دولت باعث می‌شود که سطح قیمت‌ها، دستمزدها، نرخ بهره اسمی و ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش یابد.

واژه‌های کلیدی: واسطه‌های مالی، مدل تعادل پویای تصادفی، تکانه‌های مالی، تکانه‌های پولی، بخش بانکی.

Keywors: Financial Intermediates, Dynamic Stochastic General Equilibrium, Financial Shocks, Monetary Shocks, Banking Sector.
JEL Classification: E62, E58, E32, E20, C11.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین Afsaneh.ghasemi59@gmail.com
۲. استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین (نویسنده مسئول) akbari.beitollah@gmail.com
۳. استادیار، دانشگاه علامه طباطبائی tavakolianh@gmail.com

4. Gertler and Karadi (2011)

۱- مقدمه

بحران‌های مالی اخیر روشن ساخته است که اختلال در بازارهای مالی می‌تواند اثرات قابل ملاحظه‌ایی روی سیکل‌های تجاری پویا و هچنین روی مسیر رشد متوازن داشته باشد. در سال‌های اخیر، ارتباط بین بخش‌های واقعی و مالی نادیده گرفته شده است. بیشترین مقالات در مورد اصطکاک مالی و نقش بخش بانکی در فعالیت‌های کلان اقتصادی مربوط به برنانکه و همکاران[1] (۱۹۹۹) می‌باشد که روی محدودیت‌های بازارهای اعتبارات، قرض‌گیرندگان غیر مالی و رفتار واسطه‌های مالی عمدتاً به عنوان یک پوشش‌دهنده تاکید می‌کنند. همچنین مقالات متفاوت دیگری در زمینه وجود بخش بانکی در مدل‌های تعادل عمومی پویا دیده می‌شود مانند گود فرند و مک‌کالم[2] (۲۰۰۷)، کوردیا و وودفورد[3] (۲۰۱۰) و گرالی و همکاران[4] (۲۰۱۰)، که عمدتاً جالب و قابل توجه بودند اما نیاز به محاسبات پیچیده و زمان‌بر داشتند. آن‌ها در تحقیقات خود نشان دادند که چشم پوشی کردن از تفاوت نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به اشتباهات سیاسی جبران‌ناپذیری شود. آن‌ها در مدل‌های پویای تصادفی خود دو جزء اخلال در نظر می‌گرفتند، یکی این‌که وام‌دهی یک فعالیت هزینه‌بر است و دیگر این‌که واسطه‌های مالی، قدرت تمایز بین قرض‌کنندگانی که وام‌های آن‌ها نکول شده و کسانی که آن‌ها را پرداخت خواهند کرد را ندارند، بنابراین میزان وام را برای هر دو گروه یکسان و با شرایط مشابه در نظر می‌گرفتند. پژوهش حاضر بر آن است که از روش اسمتس و وترس[5] (۲۰۰۷) به عنوان مدل پایه استفاده نماید و سپس بخش واسطه‌های مالی (بانک) را مطابق نظریه گرتلر و کارادای وارد مدل کند. بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی سپرده‌های در دست مردم را جمع می‌کنند و با توجه به الزامات استفاده از سرمایه مکفی، وام‌های مربوط به بخش خصوصی را تامین می‌نمایند. در این‌جا واسطه‌های مالی به عنوان منبع اصطکاک‌های مالی هستند. در نظر گرفتن این ویژگی اخیر بسیار جالب توجه خواهد بود زیرا اصطکاکات مالی ناشی از بخش واسطه‌گری مالی، منشا ناآرامی‌های مالی اخیر به شمار می‌رود. این امر توسط گالاتی و مویسنر[6] (۲۰۱۱) نشان داده شده است. مشکلی که در این جا با آن مواجه

1. Bernankeh (1999)
2. Goodfriend and Mccallum (2007)
3. Curdia and Woodford (2010)
4. Gerali (2010)
5. Smets and Wouters (2007)
6. Galati and Moessner (2011)

خواهیم شد در دو بخش قابل توصیف می‌باشد، اولاً نرخ وام دهی و پرداخت تسهیلات از نرخ بهره بدون ریسک متفاوت می‌باشد. در واقع نرخ بهره بدون ریسک همان نرخ بهره اسناد خزانه یا اوراق قرضه کوتاه‌مدت دولتی می‌باشد که متناسب با نرخ تورم تعیین شده است و در نظام مالی بدون ربا همان نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری بانک‌های دولتی ایران می‌باشد که از جهت داشتن پشتوانه دولتی در پرداخت اصل سپرده و سود تخصیصی، کارکردی مشابه نرخ بهره اسناد خزانه و اوراق قرضه دولتی در نظام مالی سنتی دارد و دوم محدودیت توانایی واسطه‌های مالی برای جمع‌آوری سپرده‌های مردم و دادن وام به بخش خصوصی است. بنابراین، واسطه‌های مالی نقش بسیار مهمی در ایجاد شوک‌های اقتصادی دارند. با این وجود، تحقیقات به منظور بررسی بی‌ثباتی مالی در مدل‌های DSGE هنوز ادامه دارد. این مقاله، به بررسی موضوع بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی با استفاده از روش DSGE می‌پردازد. شایان ذکر است که این موضوع کاربردی و از دغدغه‌های مطرح در اقتصاد ایران است. نوآوری مطالعه حاضر بسط مدل‌های اقتصادی موجود مبتنی بر واقعیت‌های اقتصاد ایران و همچنین وارد کردن بخش بانکی به عنوان بخش مستقل و بر اساس واقعیت‌ها و محدودیت‌های اقتصادی و نظام بانکی ایران می‌باشد. همچنین در این مقاله برای ایجاد شباهت به اقتصاد ایران بخش نفت به صورت مجزا وارد مدل پایه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به اهمیت نقش بخش مالی در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی، بخش مهمی از مطالعات اخیر به این مهم پرداخته است. تمرکز اصلی این مطالعات بررسی اهمیت اصطکاک مالی در بازارهای اعتباری در ادوار تجاری است. تفاوت این مطالعات در رویکرد آن‌ها برای توضیح چگونگی انتقال شوک‌ها از طریق بخش مالی به متغیرهای حقیقی اقتصاد است. در واقع مدل‌های نیوکینزی بخش مالی را به عنوان واسطه‌گر مالی وارد مدل‌های کلان نموده‌اند:

۱-۲- مدل برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۸۹)

کانال ترازنامه‌ای بر اثر بالقوه سیاست پولی بر وضعیت مالی وام‌گیرندگان و ثروت خالص آن‌ها متمرکز می‌شود. یعنی این کانال به طور مستقیم با موقعیت قرض‌گیرنده ارتباط پیدا می‌کند، به بیانی دیگر، بر طبق اثر ترازنامه‌ای هر اندازه قدرت مالی قرض‌گیرنده بیشتر باشد، به همان اندازه صرف تأمین مالی خارجی برای وی کمتر خواهد بود. سیاست پولی بر اساس رویکرد ترازنامه‌ای نه فقط بر نرخ‌های بهره اثرگذار است، بلکه به صورت مستقیم بر موقعیت مالی قرض‌گیرندگان مؤثر است. یک سیاست پولی انقباضی قرض‌گیرندگان را از دو کانال ترازنامه‌ای ضعیف‌تر می‌نماید. اولاً، از آن‌جا که اغلب قرض‌گیرندگان دارای بدهی‌های کوتاه‌مدت یا بدهی‌های با نرخ‌های شناور هستند، افزایش نرخ‌های بهره که در نتیجه سیاست پولی انقباضی رخ می‌دهد، مستقیماً هزینه‌های بهره‌ای آن‌ها را افزایش می‌دهد و بنابراین، جریان‌های نقدی انتظاری کاهش و خالص ثروت آن‌ها کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، موقعیت مالی آن‌ها ضعیف‌تر می‌گردد. دوماً، افزایش نرخ‌های بهره به عنوان اثر مستقیم سیاست پولی انقباضی با کاهش ارزش دارایی‌های نقدشونده بنگاه‌ها همراه است.

۲-۲- مدل برنانکه و گرتلر (۱۹۹۹)

کانال وام‌دهی بانکی بر نقش خاصی که بانک‌ها در کاهش مشکلات اطلاعات نامتقارن و ناقص در بازار اعتبارات بازی می‌کنند، تأکید می‌ورزد. این کانال، همچنین، به فراهم آوردن منابع مالی برای وام‌گیرندگان نظیر خانوارها و بنگاه‌های کوچک که به شدت وابسته به وام‌های بانکی هستند، می‌پردازد. بانک‌ها که اغلب منبع اصلی اعتبارات در بسیاری از کشورها و عموماً کشورهای با نظام مالی بانک محور هستند، در غلبه بر مشکلات اطلاعاتی و سایر مشکلات بازار سرمایه تخصص پیدا می‌کنند. حال اگر در عرضه اعتبار اخلال ایجاد گردد، قرض‌گیرندگان وابسته به بانک‌ها نظیر بنگاه‌های کوچک و متوسط به ظاهر از اخذ تسهیلات دست برمی‌دارند ولی در عمل با تحمل هزینه بالاتر، منابع اعتباری جدید دریافت می‌کنند. پس کاهش در اعتبار بانکی صرف تأمین مالی خارجی را افزایش می‌دهد و فعالیت‌های واقعی اقتصاد را کاهش می‌دهد.

---

[1]. Bernankeh and Gertler (1989)

۲-۳- مدل گرتلر و کیوتاکی[1] (۱۹۷۹)

اصطکاک مالی از سوی واسطه مالی ایجاد شده و هیچ‌گونه شوک مالی بر اقتصاد وارد نمی‌کند. بانک‌ها در این مدل سپرده‌های خانوار و یا وجوه بین بانکی را به منظور اعطای تسهیلات دریافت می‌کنند، جزء اصلی این مدل زمانی پدید می‌آید که در پایان هر دوره بانک‌دار بخشی از سپرده‌های خود را برای خانوار خود واریز کند، چنان‌چه یک بانک‌دار این وجوه را برای منافع شخصی خود واریز کند، طلبکاران تنها بخشی از سپرده خود را از بانک می‌توانند بگیرند که این امر باعث ایجاد اصطکاک مالی می‌شود. این در حالی است که در مدل استاندارد ادوار تجاری، چنین امکانی وجود ندارد و مدل‌ها نمی‌توانند کاهش متغیرهای کلی اقتصاد کلان را در طی بحران شرح دهند.

۲-۴- مطالعات انجام شده در داخل

مشیری و همکاران (۱۳۹۰) در قالب یک مدل تعادل عمومی به بررسی اثرات سیاست‌های مالی در ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که میزان تسلط مالی در ایران ۷۷ درصد است که نشان از درجه پایین استقلال بانک مرکزی در ایران دارد. این تحلیل بر اساس میزان پولی کردن بدهی‌های دولتی و بر اساس روش بیزین انجام گرفته است.

شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۲) یک مدل استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی با در نظر گرفتن اثرات شوک بخش بانکی به عنوان واسطه مالی برای اقتصاد ایران طراحی و اثرات شوک‌های نفتی، بهره‌وری و شوک پولی بر متغیرهای حقیقی، اسمی و بانکی اقتصاد را بررسی کردند. نتایج حاصل از شبیه‌سازی اثرات شوک پولی در سناریوی وجود مطالبات معوق در سیستم بانکی دلالت بر کاهش اثرگذاری شوک پولی در جهت مقابله با نوسانات اقتصادی دارد. مطالبات معوق به صورت ثابت و برون‌زا در نظر گرفته شده است در حالی که در دوران رکود میزان آن افزایش و در دوران رونق کاهش می‌یابد.

مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به برآورد بیزی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که بانک‌ها به دلیل

---

[1]. Gertler and Kyotaki (1979)

عدم توانایی در تعدیل نرخ سود پس از بروز شوک پولی قادر به تسهیل فرآیند انتقال پولی در اقتصاد ایران نیستند و بدین ترتیب شوک‌های پولی سبب کاهش سپرده‌گذاری در بانک‌ها و کاهش تقاضا برای وام خواهد شد.

مهرگان و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE برای داده‌های فصلی ۱۳۸۹:۴-۱۳۶۸:۱ نشان دادند که افزایش رقابت در بخش‌های سپرده و وام سبب افزایش تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و اشتغال خواهد شد، هرچند که در هر دو بخش، افزایش رقابت، مطلوبیت مصرف‌کنندگان و سود تولیدکنندگان را افزایش می‌دهد، اما در کل متغیرهای اقتصادی به افزایش رقابت در بخش وام حساسیت بالاتری در مقایسه با افزایش رقابت در بخش سپرده دارند.

احمدیان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به مدل‌سازی هجوم بانکی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران پرداخته است. وی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی به بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید، تورم و متغیرهای بانکی به شوک‌های برداشت ناگهانی سپرده و افزایش بدهی به بانک مرکزی پرداخته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد، برداشت ناگهانی سپرده‌ها توسط خانوار باعث کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود. از نتایج دیگر این مطالعه این بود که افزایش بدهی به بانک مرکزی باعث افزایش نرخ سود سپرده و عرضه اعتبارات می‌شود و در نتیجه تأمین مالی تولید افزایش خواهد یافت.

حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۶) به مطالعه آزمون تئوری شتاب دهنده مالی برنانکه و همکاران (۱۹۹۹) برای اقتصاد ایران پرداختند. آن‌ها با در نظر گرفتن یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید با بخش‌های مالی و مقایسه آن با مدل تعادل عمومی بدون حضور بخش مالی برای داده‌های فصلی از اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۱ به این نتیجه رسیدند که، مدل پیشنهادی دارای قابلیت برازش بهتری نسبت به مدل پایه است. بر اساس توابع ضربه واکنش، اثر شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد در چارچوب مدل پیشنهادی نسبت به مدل پایه بزرگ‌تر و پایدارتر است و تعدیل اثرات شوک‌ها در مدل پیشنهادی به زمان بیشتری نیاز دارد. لذا تئوری شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵-۲- مطالعات انجام شده در خارج

گود فرند و مک کالوم[1] (۲۰۰۷) یک بخش بانکی که دارایی‌هایی با بازده‌های متفاوتی ایجاد می‌کند را مدل‌سازی کردند. فعالیت عمده این بانک تولید وام و سپرده بانکی و اوراق قرضه بدون ریسک می‌باشد. وام در این مدل بستگی به میزان وثیقه و هزینه نظارت وام دارد. در این مدل دو شوک مالی وجود دارد که یکی باعث افزایش بهره‌وری تسهیلات و دیگری وثیقه سرمایه در ایجاد تسهیلات می‌باشند. تحقیقات آن‌ها نشان داد که با کارگیری پول و بانک در مدل می‌توان در حالت باثبات، متغیرهای کلی نظیر ساعات کاری، نسبت خروجی سرمایه، هزینه تامین مالی وثیقه و نرخ بهره را با داده‌های قابل مشاهده در امریکا تطبیق داد.

دیب[2] (۲۰۱۰) در مقاله خود چارچوب خردی را ارائه نموده که در آن بخش بانکی در مدل DSGE وارد شده است. سپس با استفاده از مدل، نقش و اهمیت رفتار سیستم بانکی و شوک‌های مالی را در ادوار تجاری آمریکا بررسی نموده است. رفتار سیستم بانکی در دو حوزه ارائه خدمات بانکی و انتقال وجوه در بازار بین بانکی بررسی شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که وجود سیستم بانکی به عنوان واسطه مالی در کاهش نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی در مواجهه با شوک‌های پولی، بانکی و تکنولوژی تاثیر به سزایی دارد.

گرتلر و کیوتاکی[3] (۲۰۰۹) نشان دادند که وجود اصطکاک‌های مالی هیچ تاثیری روی متغیرهای کلان اقتصادی ندارد. بانک‌ها در این مدل سپرده‌های خانوارها و یا وجوه بین بانکی را به منظور اعطای تسهیلات دریافت می‌کنند. چنان‌چه یک بانک‌دار در انتهای دوره وجوه را برای منافع شخصی خود واریز کند طلبکار بخشی از سپرده خود را دریافت می‌کند. آن‌ها دریافتند که شوک منفی کیفیت سرمایه باعث ایجاد اصطکاک مالی و ایجاد رکود عمیق در ایالات متحده می‌شود.

بکیروز و همکاران[4] (۲۰۱۶) با در نظر گرفتن نقش بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی نشان دادند که مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر زمانی (TVP_VAR) همراه با جملات خطای همسان واریانس و ناهمسان واریانس در قالب مدل حالت فضا بهترین پیش‌بینی خارج نمونه‌ای برای GDP و ارزش خالص واسطه‌های مالی در همه افق‌های زمانی رو به جلو دارد، در حالی که

---

1. Goodfriend & Mccallum (2007)
2. Dib (2010)
3. Gertler and Kiotaki (2009)
4. Bekiros (2016)

مدل های DSGE در پیش بینی تورم و نرخ وجوه فدرال در افق‌های زمانی کوتاه‌تر بهتر عمل خواهد کرد.

فدریکو جیری[1] (۲۰۱۸) نشان داد که افزایش در نکول بازپرداخت وام‌های بین بانکی می‌تواند سبب راکد ماندن پول در بازارهای پول و یا باعث انتقال نقدینگی به سمت بازار اوراق قرضه دولتی و کاهش اعتبارات بانکی شود. در این سناریو سیاست پولی استاندارد به دلیل تفکیک نرخ‌های بهره اعتباری و سیاسی بی‌اثر است و یک سیاست تکمیلی و درمانی ممکن است به کاهش ریسک نکول وام و انتقال ترجیحات مالی به سمت وام‌گیری از بازارهای بین بانکی موثر باشد.

ایرینا پالیک[2] (۲۰۱۸) نشان داد که پس از بحران وام مسکن اخیر که به بحران مالی جهانی تبدیل شده است، ارزیابی رابطه سیاست پولی و قیمت‌های خانه به موضوع قابل اهمیت تبدیل شده است. به این منظور او به بررسی تطبیق شوک سیاست پولی در مدل تعادل انعطاف‌پذیر همراه با واسطه‌های مالی برای کشور کرواسی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخت. او پس از تخمین مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به تخمین مدل VAR نیز برای کشور کرواسی پرداخت. او نشان داد که در هر دو مدل، شوک سیاست پولی تأثیر مثبت اندکی بر نرخ بهره و تأثیر منفی بر قیمت خانه‌ها و شکاف تولید دارد. او نشان داد که تاثیر تجربی شوک سیاست پولی به طور مناسب نشان‌دهنده تأثیر شوک پولی در مدل DSGE با واسطه‌های مالی است.

جین و همکاران[3] (۲۰۱۸) از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ اصطکاک مالی استفاده کردند، آن‌ها نشان دادند که برای کاهش شوک‌های ناشی از تامین مالی وام‌ها می‌توان از سیاست‌های پولی غیر متعارف به عنوان سیاست پولی موقت استفاده کرد. این سیاست‌های موقت دارای دو اثر عمده و اصلی هستند. همان‌طور که در ادبیات موضوع بیان شده است، اولاً با افزایش شتاب در وام‌دهی در شرایط کمبود وام، عواقب ناشی از شوک‌های مالی کاهش می‌یابد. ثانیاً به عنوان یک اقدام سیاسی طول مدت دوره اشباع وام را افزایش می‌دهد.

---

1. Federico Giri (2018)
2. Irena Palic (2018)
3. Jean (2018)

۳- روش تحقیق و معرفی الگو

هدف از پژوهش حاضر، طراحی الگوی کاربردی در قالب مدل‌های اقتصاد کلان جدید به منظور بررسی بی‌ثباتی مالی با مداخله‌گری سیستم بانکی برای اقتصاد ایران است. داده‌های استفاده شده در این پژوهش داده‌های فصلی Q۱ ۱۳۷۸ تا Q۴ ۱۳۹۶ بر اساس حداکثر اطلاعات موجود است که با استفاده از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۹[1] و فیلتر هودریک پرسکات با احتساب ۶۷۷= λ روندزدایی خواهد شد. متغیرهای مورد استفاده در مدل شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، تورم، نقدینگی، نرخ سود کوتاه‌مدت بانکی، دستمزد، میزان اشتغال و ارزش خالص واسطه‌های مالی و قیمت نفت می‌باشد. تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی و انحراف از وضعیت پایدار می‌باشند. در این الگو، ارزش اسمی تولید ناخالص داخلی، مصرف، سرمایه‌گذاری و ارزش خالص واسطه‌های مالی بر میزان جمعیت و شاخص تعدیل کننده GDP تقسیم شده است. از طرفی دستمزدهای واقعی نیروی کار نیز بر شاخص تعدیل کننده GDP تقسیم شده است. برای محاسبه نرخ تورم از تفاضل لگاریتم شاخص تعدیل کننده GDP استفاده شده است. نرخ بهره به صورت فصلی است و سایر متغیرها به صورت لگاریتمی می‌باشد.

مدل طراحی شده در این مطالعه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب تئوری کینزین‌های جدید است. این مدل دارای بخش خانوار، تولیدکنندگان، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی است. بخش خانوار تابع مطلوبیت تنزیل شده انتظاری‌اش را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر می‌نماید. بنگاه‌های تولیدی به دنبال حداقل‌سازی تابع هزینه تولید هستند و بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو به قیمت‌گذاری می‌پردازد. بخش بانکی برای حداکثرسازی تابع سود انتظاریشان، تصمیمات خود را در تعیین نرخ‌های بهینه میزان سپرده، وام، تعیین سود سپرده و تسهیلات در دو بخش خانوار و بنگاه در ساختاری رقابتی اتخاذ می‌نمایند. سرانجام، دولت و بانک مرکزی با قید بودجه بین دوره‌ای مواجه هستند.

---

[1]. Eviews 9

۱-۳- بخش خانوار

در چارچوب تصمیم‌گیری بهینه بخش خانوار طی ادوار زندگی، عامل نماینده به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^s \left[\frac{1}{1-\sigma_c}(C_{t+s}(j) - \lambda C_{t+s-1})^{1-\sigma_c}\right] \exp\left(\frac{\sigma_c-1}{1+\sigma_l} L_{t+s}(j)^{1+\sigma_l}\right) \quad (۱)$$

با توجه به قید زیر:

$$\text{s.t } C_{t+s}(j) + L_{t+s}(j) + \frac{B_{t+s}(j)}{\varepsilon_t^b R_{t+s} P_{t+s}} - T_{t+s} \leq \frac{B_{t+s-1}(j)}{P_{t+s}} + \frac{W_{t+s}^h(j)}{P_{t+s}} + z\frac{R_{t+s}^K Z_{t+s}(j) K_{t+s+j}}{P_{t+s}} - a(Z_{t+s}(j)K_{t+s-1}(j) + \frac{D_i v_{t+s}}{P_{t+s}} \quad (۲)$$

که در آن برای هر خانواده jام $C_t(j)$، مصرف خانوار، $L_t(j)$ نیروی کار، $B_t(j)$ اوراق قرضه، $I_t(j)$ سرمایه‌گذاری و $Z_t(j)$ تشکیل سرمایه می‌باشد. معادله حجم سرمایه به صورت زیر است:

$$K_t(j) = (1-\delta)_{t-1}(j) + \varepsilon_t^i[1 - S\left(\frac{I_t(j)}{I_{t-1}(j)}\right)]I_t(j) \quad (۳)$$

که در آن δ نرخ استهلاک، S تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری با $S(\gamma) = 0, S'(\gamma) = 0, S''(.) > 0$، K_t حجم سرمابه و ε_t^i شوک تصادفی قیمت سرمایه نسبت به کالاهای مصرفی است. حجم سرمایه‌ای که خانوارها از بنگاه‌ها اجاره می‌کنند عبارت است از:

$$K_t^s(j) = Z_t(j)K_{t-1}(j) \quad (۴)$$

که درآن درآمد حاصل از اجاره خدمات سرمایه‌ای $R_t^k Z_t(j)K_{t-1}(j)$ و هزینه تغییر نرخ تشکیل سرمایه $P_t a Z_t(j)K_{t-1}(j)$ می‌باشد. شرط مرتبه اول تصمیمات خانوار برای مصرف؛ اوراق قرضه، ساعات کاری، سرمایه‌گذاری و نرخ تشکیل سرمایه به صورت زیر خواهد بود:

$$(\partial C_t) \quad \lambda_t = \exp\left(\left(\frac{\sigma_c-1}{1+\sigma_c} L_t(j)^{1+\sigma_l}\right)(C_t - \lambda C_{t-1})^{-\sigma_c}\right) \quad (۵)$$

$$(\partial L_t) \quad \left[\frac{1}{1-\sigma_c}(C_t - hC_t)^{1-\sigma_c}\right] exp_t = \exp\left(\left(\frac{\sigma_c-1}{1+\sigma_c} L_t^{1+\sigma_l}\right)(\sigma_c - 1)L_t^{\sigma_l} = -\lambda_t \frac{W_t^h}{P_t}\right) \quad (۶)$$

$$(\partial I_t) \quad \lambda_t = \lambda_t^k \varepsilon_t^i [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\left(\frac{I_t}{I_{t+1}}\right) + \beta E_t [\lambda_{t+1}^k \varepsilon_{t+1}^i S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \quad (۷)$$

$$(\partial B_t) \quad \lambda_t = \beta \varepsilon_t^b R_t E_t [\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}] \quad (۸)$$

$$(\partial K_t) \quad \lambda_t^k = \beta E_t \left[\lambda_{t+1}\left(\frac{R_{t+1}^k}{P_{t+1}} Z_{t+1} - \alpha(Z_{t+1})\right) + \lambda_{t+1}^k (1-\delta)\right] \quad (۹)$$

$$(\partial U_t) \quad \frac{R_t^k}{P_t} = \alpha'(Z_t) \quad (۱۰)$$

۲-۳- بنگاه‌های تولیدی

۱-۲-۳- تولید کنندگان کالاهای نهایی

مطابق با نظریه کیم بال[1] (۱۹۹۵)، کالای نهایی Y_t از ترکیب کالاهای بهم پیوسته واسطه‌ای $Y_t(i)$ تشکیل شده است. تولیدکنندگان کالاهای نهایی، کالاهای واسطه‌ای را خریداری می‌کنند و آن‌ها را تبدیل به کالای نهایی می‌کنند و به مصرف‌کنندگان، سرمایه‌گذاران و دولت در یک بازار کاملاً رقابتی می‌فروشند و سود خود را به صورت زیر حداکثر می‌نمایند:

$$Max_{Y_t, Y_{t(i)}} P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i)\, Y_t(i) di) \quad (۱۱)$$
$$s.t\, [\int_0^1 G\left(\frac{Y_t(i)}{Y_t}, \epsilon_t^p\right) = 1$$

جایی که P_t و $P_t(i)$ قیمت کالاهای نهایی و کالاهای واسطه‌ای هستند و G یک تابع اکیداً مقعر و افزایشی است که $G(1) = 1$ و ϵ_t^p منعکس‌کننده شوک وارد شده به تابع جمع‌گراست که منجر به تغییرات در کشش تقاضا و مارک آپ می‌شود، $\epsilon_t^p \in (0, \infty)$ و دارای فرآیند ARMA به صورت زیر می‌باشد، فرآیند MA به خاطر نوسانات بالا در میزان تورم در نظر گرفته شده است.

$$ln\epsilon_t^P = (1-\rho_P)\epsilon_t^P + \rho_P \epsilon_{t-1}^P - \theta_p \eta_{t-1}^P + \eta_t^P \quad \eta_t^P \sim N(0, \sigma_P) \quad (۱۲)$$

شرایط مرتبه اول با توجه به $Y_t(i)$ و Y_t به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_t(i) = Y_t G'^{-1} [\frac{P_t(i)}{P_t} \int_0^1 G\left(\frac{Y_t(i)}{Y_t}\right) \frac{Y_t(i)}{Y_t} di] \quad (۱۳)$$

---

[1]. Kimball (1995)

مطابق با کیم بال (۱۹۹۵) تابع تقاضا برای نهاده $Y_t(i)$ مطابق با قیمت‌های نسبی کاهشی است در حالی که کشش تقاضا تابع مثبتی از نسبت قیمت‌ها می‌باشد.

۲-۲-۳- تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای

تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای i از تکنولوژی زیر استفاده می‌کنند:

$$Y_t(i) = \epsilon_t^{\alpha} K_t^S(i)^{\alpha} [\gamma^t L_t(i)]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi \qquad (۱۴)$$

به طوری که $K_t^S(i)$ میزان سرمایه استفاده شده در تولید و $L_t(i)$ نیروی کار، Φ هزینه ثابت، γ^t نرخ رشد داخلی نیروی کار و ϵ_t^{α} بهره‌وری نیروی کار می‌باشد که به صورت زیر است:

$$ln\epsilon_t^P = (1-\rho_z)\epsilon_t^{\alpha} + \rho_z \epsilon_{t-1}^{\alpha} + \eta_t^{\alpha} \quad \eta_t^{\alpha} \sim N(0, \sigma_{\alpha}) \qquad (۱۵)$$

سود بنگاه به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t(i)Y_t(i) - W_t L_t(i) - R_t^k K_t^S(i) \qquad (۱۶)$$

به طوری که W_t نرخ دستمزد اسمی و R_t^k نرخ اجاره می‌باشد، با حداقل‌سازی شرایط مرتبه اول داریم:

$$(\partial L_t(i)) \qquad \Theta_t(i)\gamma^{(1-\alpha)t}(1-\alpha)\epsilon_t^{\alpha} K_t^S(i)^{\alpha} L_t(i)^{-\alpha} = W_t \qquad (۱۷)$$

$$(\partial K_t^S(i)) \qquad \Theta_t(i)\gamma^{(1-\alpha)t}\alpha\epsilon_t^{\alpha} K_t^S(i)^{\alpha-1} L_t(i)^{1-\alpha} = R_t^K \qquad (۱۸)$$

به طوری که $\Theta_t(i)$ ضریب لاگرانژ تابع تولید می‌باشد و با هزینه نهایی mc_t برابراست.
و هزینه نهایی برابر است با:

$$mc_t = \alpha^{-\alpha}(1-\alpha)^{-(1-\alpha)} W_t^{(1-\alpha)} R_t^K \gamma^{-(1-\alpha)t} (\epsilon_t^{\alpha})^{-1} \qquad (۱۹)$$

تحت شرایط قیمت‌گذاری کالو با شاخص‌بندی جزئی داریم:

$$\max E_t \sum_{S=0}^{\infty} \zeta_P^S \frac{\beta^S \lambda_{t+s} P_t}{\lambda_t P_{t+s}} \left[P_t^{\sim}(i) \left(\Pi_{l=1}^{s} \pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p} \right) - MC_{t+s} \right] Y_{t+s}(i) \quad (۲۰)$$

$$\text{s.t} \qquad Y_{t+s}(i) = Y_{t+s} G^{'-1} \left(\frac{P_t(i) X_{t,S}}{P_{t+s}} \tau_{t+s} \right) \quad (۲۱)$$

جایی که $P_t^{\sim}(i)$ قیمت جدید است و نرخ تورم به صورت زیر تعریف شده است $\pi_t =$ $\left[\frac{\beta^S \lambda_{t+s} P_t}{\lambda_t P_{t+s}}\right]$ و $\tau_t = \int_0^1 G\left(\frac{Y_t(i)}{Y_t}\right) \frac{Y_t(i)}{Y_t} di$ همان عامل تنزیل خانوارها می‌باشد. و $X_{t,s} =$ $\{\left(\Pi_{l=1}^{s} \pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p}\right) \quad \text{for } s = 1, \dots \dots \dots, \infty$. شرایط مرتبه اول عبارت خواهد بود از:

$$Max E_t \sum_{S=0}^{\infty} \zeta_P^S \frac{\beta^S \lambda_{t+s} P_t}{\lambda_t P_{t+s}} Y_{t+s}(i) [X_{t,s} P_t^{\sim}(i) + (P_t^{\sim}(i) X_{t,s} - MC_{t+s}) \frac{1}{G''^{-1}(Z_{t+s})} \frac{G''(x_{t+s})}{G''(X_{t+s})}] = 0 \quad (۲۲)$$

جایی که در آن $X_t = G'^{-1}(Z_t)$ و $Z_t = \frac{P_t(i)}{P_t} \tau_t$ است و شاخص قیمت کل P_t برابر است با:

$$P_t = (1 - \zeta_P^S)(P_t(i) G'^{-1} \left[\frac{P_t(i) \tau_t}{P_{t-1}}\right] + \zeta_p \pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p} P_{t-1} G'^{-1} [\frac{\pi_{t+l-1}^{l_p} \pi_*^{1-l_p} P_{t-1} \tau_t}{P_t}] \quad (۲۳)$$

۳-۳- بخش واسطه‌های مالی (بانکی)

واسطه‌های مالی وجوه را از خانوارها دریافت می‌کنند و به بنگاه‌های تولیدی و موسسات غیر مالی وام می‌دهند و در واقع آن‌ها هدایت‌کننده وجوه نقد از پس‌اندازکنندگان به تولیدکنندگان هستند. در این‌جا N_{jt} میزان ثروت یک بانک‌دار jام در دوره زمانی t می‌باشد، B_{jt+1} میزان سپرده‌هایی که بانک‌ها از خانوار جمع‌آوری می‌کنند و S_{jt} میزان تسهیلات است و Q_t قیمت نسبی آن‌ها می‌باشد. تراز واسطه مالی به صورت زیر است:

$$Q_t S_{jt} = N_{jt} + B_{jt+1} \quad (۲۴)$$

به سپرده‌های خانوار در دوره زمانی t نرخ بهره حقیقی R_{t+1} در زمان $t+1$ پرداخت می‌شود و موسسات مالی در هر دوره بازدهی معادل R_{k+1} به دست می‌آورند، R_{k+1} و R_{t+1} به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. در طول هر دوره موجودی سرمایه تفاوت بین دریافتی‌ها و پرداختی‌ها بابت بدهی‌ها می‌باشد:

$$N_{jt} = Q_t S_{jt} + R_{t+1} B_{jt+1} \quad (۲۵)$$

$$N_{jt} = (R_{kt+1} - R_{t+1}) Q_t S_{jt} + R_{t+1} N_{jt} \quad (۲۶)$$

با حداکثرسازی ارزش انتظاری ثروت خانوار داریم:

$$MaxE_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+1+i} [(R_{kt+1+i} - R_{t+1+i}) Q_{t+i} S_{jt+1} \quad (۲۷)$$

$$s.t: \quad V_{jt} \geq \lambda Q_t \quad (۲۸)$$

λ درصدی از وجوه قابل دسترس از پروژه‌ها که توسط بانک‌دار به خانوارها انتقال می‌یابد، با کنار گذاشتن نسبتی از دارایی‌ها که توسط بانک‌دار از دست می‌رود قید فوق به صورت زیر قابل تعریف است:

$$V_{jt} = \upsilon_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt} \quad (۲۹)$$

به طوری که:

$$\upsilon_t = E_t\{(1-\theta)\beta\Lambda_{t,t+1}(R_{kt+1} - R_t) + \beta\Lambda_{t,t+1}\theta X_{t,t+1}\upsilon_{t+1}\} \quad (۳۰)$$

$$\eta_t = E_t\{(1-\theta) + \beta\Lambda_{t,t+1}\theta\, z_{t,t+1}\eta_{t+1} \quad (۳۱)$$

که در آن متغیر υ_t سود تنزیل شده انتظاری ناشی از گسترش دارایی‌ها معادل $Q_t S_{jt}$ به اندازه یک واحد است به شرط ثابت ماندن N_{jt} و η_t هم ارزش انتظاری تنزیل شده داشتن یک واحد N_{jt} به شرط ثابت نگه داشتن S_{jt} می‌باشد و $X_{t,t+i} = \frac{Q_{t+1}S_{jt+1}}{Q_t S_{jt}}$ نرخ رشد دارایی‌ها بین t و $t+1$ و $Z_{t,t+i} = \frac{N_{jt+1}}{N_{jt}}$ نرخ رشد ثروت خالص می‌باشد. با فرض وجود اصطکاک مالی در بازار مالی سرمایه وام‌دهی گسترش خواهد یافت تا جایی که $\upsilon_t = 0$ می‌شود. قید پیش رو موسسات مالی عبارت خواهد بود از:

$$\eta_t N_{jt} + \upsilon_t Q_t S_{jt} \geq \lambda Q_t S_{jt} \quad (۳۲)$$

اگر رابطه دو طرفه باشد دارایی‌های بانک رابطه مثبت با حجم سرمایه خواهد داشت به طوری که:

$$Q_t S_{jt} = \frac{\eta_t}{\lambda - \upsilon_t} N_{jt} = \phi_t N_{jt} \quad (۳۳)$$

به طوری که $\phi_t = \frac{\eta_t}{\lambda - \upsilon_t}$ نسبت دارایی‌های خصوصی به حجم سرمایه است. با ثابت ماندن N_{jt} و گسترش S_{jt} انگیزه بانک‌دار برای گسترش اهرم افزایش می‌یابد، در غیر این صورت گسترش دارایی‌ها برابر با هزینه‌ها است. اگر $N_{jt} \geq 0$ و $0 < \upsilon_t < \lambda$ باشد نسبت اهرمی در حال افزایش است. می‌توان نشان داد که ارزش خالص ثروت هر بانک‌دار برابر است با:

$$N_{jt+1} = [(R_{kt+1} - R_t)\phi_t + R_{t+1}]N_{jt} \quad (۳۴)$$

$$Z_{t,t+i} = \frac{N_{jt+1}}{N_{jt}} = (R_{kt+1} - R_t)\phi_t + R_{t+1} \quad (۳۵)$$

$$X_{t,t+1} = \frac{Q_{t+1}S_{jt+1}}{Q_t S_{jt}} = \left(\frac{Q_{t+1}}{Q_t}\right)\left(\frac{N_{jt+1}}{N_{jt}}\right) = (\frac{Q_{t+1}}{Q_t})Z_{t,t+1} \quad (۳۶)$$

بنابراین تقاضا برای کل واسطه‌های مالی را می‌توان از جمع تقاضای افراد مختلف بدست آورد:

$$Q_t S_t = \emptyset N_t \quad (۳۷)$$

جایی که S_t منعکس کننده کل دارایی مالی و N_t حجم کل سرمایه است. معادله حرکت سرمایه برای N_t برابر است با جمع ارزش خالص ثروت بانک‌دارهای قدیم و جدید که در معادله (۳۸) آمده است:

$$N_t = \frac{n_*^e}{n} N_t^e + \frac{n_*^n}{n} N_t^n \quad (۳۸)$$

ثروت خالص بانک‌دارها برابر است با درآمدهای به دست آمده از دارایی‌ها در دوره گذشته و نرخ رشد ثروت خالص آن که در معادله (۳۹) آمده است:

$$N_t^e = N_{t-1}^e + Z_t + e_t^n \quad (۳۹)$$

ارزش خالص بانک‌های جدید همان وجوه اولیه خانوارها می‌باشد که متعلق به درصدی از کل دارایی‌ها است که در معادله (۴۰) آمده است:

$$N_t^n = \xi lev_*(Q_t + K_t \quad (۴۰)$$

۳-۴- سیاست اعتباری

در قسمت‌های قبل نشان دادیم که چگونه ارزش کلی دارایی‌های خصوصی موسسات مالی تعیین می‌شود. با فرض این‌که بانک مرکزی مشتاق به دادن وام به موسسات مالی باشد کل وام اعطایی به موسسات مالی $Q_t S_t$ شامل دو بخش خصوصی $Q_t S_{pt}$ و دولتی $Q_t S_{gt}$ است:

$$Q_t S_t = Q_t S_{pt} + Q_t S_{gt} \quad (۴۱)$$

برای اداره کردن سیاست اعتباری، بانک مرکزی اوراق بدهی دولتی با نرخ بهره بدون ریسک منتشر می‌کند و با نرخ R_{kt+1} به موسسات مالی قرض می‌دهد. بانک مرکزی برای تامین مالی این فرآیند هزینه‌ای معادل t پرداخت می‌کند و چون معمولا به داشتن بدهی افتخار می‌کند در این خصوص هیچ مناقشه‌ای با موسسات مالی در تامین وجوه نقد از خانوارها نخواهد داشت. پس با این فرض بانک مرکزی قادر به تامین بدهی دولت از طریق دارایی‌های خصوصی است:

$$Q_t S_{gt} = \psi Q_t S_t \quad (۴۲)$$

که در آن ψ درصدی از بدهی‌های دولت که توسط بانک مرکزی تامین مالی می‌شود و اوراق قرضه دولتی $B_{gt} = \psi Q_t S_t$، درآمد خالص ناشی از واسطه‌گری مالی در زمان t با $(R_{kt+1} - R_t)B_{gt}$ برابر است. در نتیجه:

$$Q_t S_t = \phi N_t + \psi Q_t S_t = Q_{ct} N_t \quad (۴۳)$$

که در آن Q_t نسبت اهرمی دارایی‌های خصوصی و دولتی است به طوری که $Q_{ct} = \frac{1}{1-\psi_t} Q_t$ و Q_{ct} به طور مستقیم با سیاست‌های اعتباری در ارتباط است.

۳-۵- بخش نفت

با توجه به آن‌که که جریان تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان آن را تغییر داد، تولید نفت به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. همچنین از آن‌جا که قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین شده و سهمیه صادرات نفت ایران نیز

از طریق اوپک مشخص می‌شود، درآمدهای ارزی برون‌زای حاصل از صادرات نفت خام به شکل رابطه (۴۴) در قالب یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول در نظرگرفته می‌شود که:

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_{or,t} \qquad (۴۴)$$

که در آن or_t جریان درآمد حقیقی نفت در دوره t و $\overline{or}$ سطح باثبات جریان درآمدهای نفتی است. در واقع درآمدهای نفتی از محل صادرات نفت که در این مقاله فرض می‌شود مقدار ثابتی است و تمام نفت تولیدی صادر می‌شود و به قیمت‌هایی که در بازارهای جهانی نفت تعیین می‌شود به دست می‌آید. این درآمد که معمولاً به دلار برای کشور حاصل می‌شود، بر اساس نرخ ارزی که معمولاً در کشور ما به صورت برون‌زا توسط بانک مرکزی تعیین می‌گردد، به ریال تبدیل می‌شود. در این تحقیق درآمد نفتی به ریال در نظر گرفته شده است.

۶-۳- بانک مرکزی

در اینجا فرض می‌شود بانک‌ها قدرتی در انتخاب نرخ‌های بهره برای وام و سپرده ندارند و در اقتصاد مقدار نرخ بهره توسط شورای نظارتی همانند (شورای پول و اعتبار) بر اساس معادله تیلور انتخاب شده و در هر دوره به بانک‌ها ابلاغ می شود. البته نوع معادله تیلور در اقتصاد ایران به گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که با واقعیات اقتصاد بیشترین هماهنگی را داشته باشد. برای این کار فرض می‌شود که نرخ بهره به گونه‌ای رفتار خواهد کرد که با مقدار دوره قبل خود تفاوت چندانی ندارد، بنابراین امید ریاضی شرطی نرخ بهره در دوره t بسیار نزدیک به نرخ بهره در دوره گذشته خواهد بود. با توجه به فرض حاضر، تعدیلات صورت گرفته هر دوره‌ای برای نرخ بهره تنها به شوک‌های زودگذر بهره و نرخ تورم دوره گذشته مرتبط خواهد بود.

$$\frac{R_t}{R^*} = \left(\frac{R_{t-1}}{R^*}\right)^{\rho}\left[\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right)^{r_\pi}\left(\frac{Y_t}{Y^*}\right)^{r_y}\right]^{1-\rho}\left(\frac{Y_t/Y_{t-1}}{Y_t^*/Y_{t-1}^*}\right)^{1-\rho}\varepsilon_t^r \qquad (۴۵)$$

۴- حل مدل

با بهینه‌یابی توابع هدف هر یک از کارگزاران فوق مجموعه روابط اقتصادی زیر به دست آمده است. سیستم معادلات تفاضلی غیر خطی تحت انتظارات عقلایی است که می‌توان با استفاده از

تکنیک تقریب، جواب مدل را در محدوده تقریب بصورت کاربردی محاسبه کرد. در این پژوهش، فرم لگاریتم خطی شده[۱] به صورت زیر است:

$$C_t = \frac{h_\gamma}{1+h_\gamma} C_{t-1} + \left(1 - \frac{h_\gamma}{1+h_\gamma}\right) E_t C_{t+1} + \frac{(\sigma_c - 1)\left(\frac{w_* l_*}{c_*}\right)}{1+h_\gamma}(l_t - E_t l_{t+1}) - 1 - \frac{1-h_\gamma}{\sigma_c(1+h_\gamma)}(r_t - E_t \pi_{t+1} + e_t^b) \quad (۴۶)$$

معادله (۴۶) معادله مصرف اولر می‌باشد. h نشان دهنده درجه عادات مصرفی مردم، γ نرخ رشد وضعیت یکنواخت و σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی می‌باشد:

$$w = \frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}} w_{t-1} + \left(1 - \frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}\right)(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - \frac{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_w}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}} \pi_t + \frac{\iota_w}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}} \pi_{t-1} - \frac{(1+\xi_w \beta\gamma^{1-\sigma_c})(1-\xi_w)}{(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\xi_w[(\phi_w - 1)e^w + 1]} \mu_t^w + e_t^w \quad (۴۷)$$

معادله (۴۷) مدل قیمت‌گذاری کالو با لحاظ چسبندگی دستمزدها می‌باشد، β عامل تنزیل و ξ درجه انعطاف‌پذیری دستمزدها و ι_w درجه شاخص‌بندی دستمزدها است.

$$\mu_t^w = w_t - [\sigma_l l_t + \frac{1}{1-h}(c_t - h c_{t-1}) \quad (۴۸)$$

μ_t^w مارک آپ دستمزد است که تفاوت دستمزد واقعی w_t از نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و کار می‌باشد و تابع تولید به صورت زیر است:

$$y_t = \phi_p[\alpha(k_{t-1+u_t}) + (1-\alpha)\iota_t] + e_t^a \quad (۴۹)$$

که در آن ϕ_p هزینه ثابت و α سهم سرمایه می‌باشد و نرخ تشکیل سرمایه $u_t = \frac{(1-\psi)}{\psi} z_t^k$ است و Ψ کشش سرمایه نسبت به تابع مطلوبیت است و z_t^k تولید نهایی سرمایه می‌باشد:

$$\pi_t = \frac{\iota_p}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p} \pi_{t-1} + \frac{\beta\gamma^{1-\sigma_c}}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p} \pi_{t+1} \quad (۵۰)$$

[۱]. معادلات خطی شده نزد نویسنده موجود بوده و قابل دسترسی است.

$$-\frac{\left(1+\xi_p\beta\gamma^{1-\sigma_c}\right)(1-\xi_p)}{(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\xi_p[(\phi_p-1)e^p+1]}\mu_t^p+e_t^p$$

در معادله (۵۰) چسبندگی قیمت‌ها در مدل ناشی از عدم توانایی بنگاه‌ها در تعدیل قیمت‌ها در هر دوره می‌باشد. ι_p شاخص درجه‌بندی قیمت‌هاست. قیمت مارک آپ با فرض وجود بازار رقابت انحصاری در معادله (۵۱) نشان داده شده است:

$$\mu_p=\alpha(k_{t-1}+u_t-\iota_t)+e_t^a-w_t \qquad (۵۱)$$

با حداقل‌سازی هزینه بنگاه می‌توان نشان داد که نرخ تشکیل سرمایه رابطه منفی با نسبت سرمایه به کار و رابطه مثبت با دستمزدهای حقیقی دارد، به طوری که:

$$z_t^k=-(k_{t-1}+u_t-\iota_t)+w_t \qquad (۵۲)$$

معادله (۵۱) ارزش جاری حجم سرمایه و φ کشش هزینه تعدیل سرمایه است:

$$i_t=\frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}i_{t-1}+\left[1-\frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}\right]E_t i_{t+1}+\frac{1}{(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\gamma^2\varphi}q_t+e_t^x \qquad (۵۳)$$

شرط آربیتراژ سرمایه در معادله (۵۴) آورده شده است جایی که $E_t r_{t+1}^k$ هزینه خارجی تشکیل سرمایه می‌باشد.

$$E_t r_{t+1}^k=\frac{z_*^k}{r_*^k}E_t z_{t+1}^k+\frac{(1-\delta)}{r_*^k+(1-\delta)}E_t q_{t+1}-q_t \qquad (۵۴)$$

$$k_t=\frac{(1-\delta)}{\gamma}k_{t-1}+\left[1-\frac{(1-\delta)}{\gamma}\right]i_t+\left[1-\frac{(1-\delta)}{\gamma}\right](1+\beta\gamma^{1-\sigma_c})\gamma^2\varphi e_t^x \qquad (۵۵)$$

همچنین نرخ اسپرد که از تفاوت بین دو جریان درآمدی و هزینه‌ای بانک بدست می‌آید برابر است با:

$$r_t^{ep}=E_t r_{t+1}^k-(r_t-E_t\pi_{t+1}) \qquad (۵۶)$$

میزان وام بنگاه به ثروت بنگاه و نسبت دارایی‌ها به سرمایه بستگی دارد. که در معادله (۵۷) و (۵۸) آمده است:

$$q_t + k_t = lev_t + n_t \quad (۵۷)$$

$$lev_t = \eta_t + \frac{\nu}{\phi - \upsilon}\upsilon_t \quad (۵۸)$$

سود ناشی از گسترش دارایی‌ها در معادله (۵۹) آمده است که در آن Λ_t عامل تنزیل تصادفی خانوار، ϖ احتمال بانک بودن در آینده و z_t نرخ رشد ثروت ناخالص است:

$$\eta_t = \frac{\varpi\beta}{\gamma^{\sigma_c}} z_*(E_t\Lambda_{t+1} - \Lambda_t + z_t + E_t\eta_{t+1}) \quad (۵۹)$$

نرخ رشد ارزش ثروت خالص عبارت است از:

$$z_t = \frac{lev_* r_*^k}{Z_*} r_*^k + r_*(1 - lev_*)(r_{t-1} - \pi_t) + lev_*(r_*^k - r_*)lev_{t-1*} \quad (۶۰)$$

ارزش نهایی مورد انتظار سود حاصل از افزایش دارایی‌ها برابر است با:

$$\upsilon_t = \frac{\varpi\beta}{\gamma^{\sigma_c}} Z_*(E_t\Lambda_{t+1} - \Lambda_t + z_t + E_t\upsilon_{t+1}) + \frac{(1-\varpi)\beta}{\gamma^{\sigma_c \upsilon_*}}(r_*^k r_*^k - r_*)(r_{t-1} - \pi_t) \frac{(1-\varpi)\beta}{\gamma^{\sigma_c \upsilon_*}}(r_*^k - r_*)(E_t\Lambda_{t+1} - \Lambda_t) \quad (۶۱)$$

ارزش خالص دارایی‌ها در معادله (۶۲) آمده که عبارت است از:

$$x_t = lev_t - lev_{t-1} + z_t \quad (۶۲)$$

بنابراین کل ارزش خالص برابر است با جمع ارزش خالص ثروت بانک‌دارهای قدیم و جدید که در معادله (۶۳) آمده است:

$$n_t = \frac{n_*^e}{n} n_t^e + \frac{n_*^n}{n} n_t^n \quad (۶۳)$$

ثروت خالص بانک‌دارها برابر است با درآمدهای به دست آمده از دارایی‌ها در دوره گذشته و نرخ رشد ثروت خالص آن، که در معادله (۶۴) آمده است:

$$n_t^e = n_{t-1}^e + z_t + e_t^n \quad (۶۴)$$

ارزش خالص بانک‌های جدید همان وجوه اولیه خانوارها می‌باشد که متعلق به درصدی از کل دارایی‌ها می‌باشد و در معادله (۶۵) آمده است:

$$n_t^n = \xi lev_*(q_t + k_t) \quad (۶۵)$$

و در نهایت تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به صورت زیر است:

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1-\rho_r)[\rho_\pi \pi_t + \rho_y(y_t - y_t^p)] + \rho_{\Delta y}[(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)] + e_t^i \quad (۶۶)$$

که در آن $r_t\rho_r$، ρ_π، ρ_y و $\rho_{\Delta y}$ پارامترهای سیاست‌گذاری هستند که به نرخ بهره، انحراف در تورم نسبت به تغییرات نرخ بهره، شکاف تولید و تغییرات در شکاف تولید اشاره دارند.
و در نهایت شرط تعادل مدل عبارت است از:

$$y_t = (1 - g_y - i_y)c_t + i_y i_t + \frac{z_*^k k_*}{y_*} z_t^k + e_g \quad (۶۷)$$

در این پژوهش تعدادی از نسبت‌ها در وضعیت تعادل یکنواخت با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران مقداردهی شده‌اند.

۵- برآورد پارامتر مدل

قبل از برآورد پارامترها، ضروری است پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند، نظیر مقادیر پایدار متغیرها، مشخص شده و مقدار آن‌ها کالیبره شود. مدل مطالعه حاضر مشتمل بر ۷۸ پارامتر می‌باشد. مقدار پیشین پارامترها به نحوی کالیبره شده‌اند که ویژگی‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶ را تصویر نمایند. سپس پارامترها با استفاده از روش بیزین و الگوی متروپولیس- هستینگز برآورد شده‌اند. رویکرد بیزی مستلزم تصریح اطلاعات پیشین برای پارامترهایی است که باید برآورد شوند، این اطلاعات می‌تواند از سایر مطالعات و با استفاده از رگرسیون‌های تخمینی بدست آید. به عبارت دیگر برای تشکیل اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای الگو از مقادیر مشاهده شده

در مطالعات مختلف یا رگرسیون‌های ساده استفاده شده است. اطلاعات پسین از طریق نتایج چگالی احتمال پیشین و اطلاعات در مشاهدات نمونه‌ای از طریق تابع راست نمایی تعیین می‌شود. در حقیقت اطلاعات پسین توسط نرم‌افزار محاسبه می‌شود. حاصل ضرب این دو توزیع بر اساس قضیه بیز یک توزیع جدید به دست می‌دهد که توزیع پسین تایید می‌شود. در ادامه برای تخمین سایر پارامترها باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[1] پارامترها، تعیین گردد. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزی پارامترها را برآورد نمود. لازم به ذکر است که توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. توزیع، میانگین و انحراف پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترها و انحراف معیار آن، یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[2] در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول ۱: برآورد پارامترهای مدل

ضریب	نوع توزیع	عنوان	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین
α	نرمال	سهم سرمایه خصوصی در تولید	۰/۴۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۸
ω	گاما	احتمال باقی ماندن بانک در دوره بعد	۰/۹۷۲	محاسبات محقق	۰/۹۷۲
β	بتا	عامل تنزیل ذهنی	۰/۹۶۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۸۹)	۰/۹۶
φ	نرمال	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۴/۳	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	۴/۲
$\mu_{\mathrm{t}}^{\mathrm{p}}$	بتا	مارک آپ قیمتی	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۵۳
ι_{p}	بتا	درجه شاخص قیمت	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۵۶
$\mu_{\mathrm{t}}^{\mathrm{w}}$	بتا	مارک آپ دستمزد	۰/۷۵	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۷۶
ι_{w}	بتا	درجه شاخص‌بندی دستمزد	۰/۷	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۷
σ_l	گاما	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۹۲	طائی (۱۳۸۵)	۲/۹۱
h	بتا	عادات مصرفی	۰/۷	منظور و همکاران (۱۳۹۲)	۰/۶۸
$\rho_{\Delta \mathrm{y}}$	نرمال	ضریب اهمیت تغییرات تولید در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۲۳۵	محاسبات محقق	۰/۱۹
ρ_{π}	نرمال	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۸۹	محاسبات محقق	۰/۸۸
ρ_y	نرمال	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۳۶	محاسبات محقق	۰/۵۶
ρ_{r}	بتا	ضریب اهمیت نرخ بهره در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۹۰۹۴	مهرگان (۱۳۹۲)	۰/۸۷
ρ_b	بتا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تورم	۰/۵۷۹	فرایند اتورگرسیو	۰/۵۸۸
ρ_q	بتا	ضریب فرآیند خودرگرسیون سرمایه‌گذاری	۰/۷۱۷	فرایند اتورگرسیو	۰/۸۳۵
ρ_a	بتا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تولید	۰/۹	فرایند اتورگرسیو	۰/۸۹

منبع : مطالعات و محاسبات پژوهش

[1]. Prior Mean and Standard Deviation
[2]. Posterior Mean and Standard Deviation

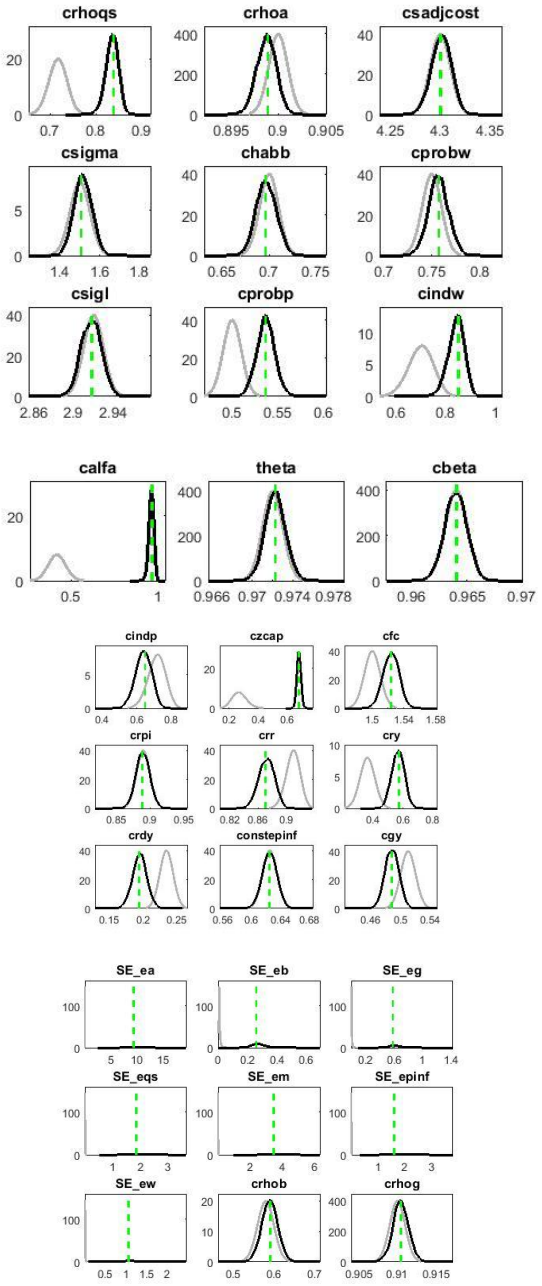
جدول ۲: نتایج حاصل از مقداردهی نسبت الگو

متغیر	عنوان	مقدار
$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$	نسبت مخارج دولت به تولید داخلی	۰/۱۸
$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	نسبت مصرف به تولید داخلی	۰/۵۱
$\frac{\bar{i}}{\bar{y}}$	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید داخلی	۰/۲۴
δ	نرخ استهلاک (متناسب با وضعیت اقتصاد ایران)	۰/۰۴۲

منبع: مطالعات و محاسبات پژوهش

برآورد مدل در فضای برنامه داینار تحت نرم‌افزار MATLAB صورت گرفته است. جهت بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش بیزی از دو آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره بروکز وگلمن[1] (۱۹۹۸) استفاده می‌شود. بر اساس آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند و با توجه به این‌که آزمون چند متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند، می‌توان گفت نتایج برآورد روش بیزین از صحت خوبی برخوردار است. روش دیگر انطباق نمای محاسبه شده برای هر پارامتر با حداکثر لگاریتم چگالی پسین است. در این مدل نمای محاسبه شده با حداکثر لگاریتم چگالی پسین در موردکلیه پارامترها منطبق بوده و بیانگر صحت برآوردها است. چگالی پیشین پارامترها به همراه چگالی پسین برآورد شده آن‌ها بر پایه الگوریتم مترو پلیس هستینگز در شکل ۱ گزارش شده است. انطباق چگالی پیشین و چگالی پسین برخی از پارامترها در این نمودار به معنی آن است که یا اطلاعات پیشین درباره این پارامترها کاملاً صحیح بوده است یا این‌که با استفاده از داده‌های مورد استفاده نمی‌توان این پارامترها را برآورد نمود.

[1]. Brooks and Gelman (1998)



منبع: خروجی نرم افزار

شکل ۱: چگالی پیشین و پسین پارامترها

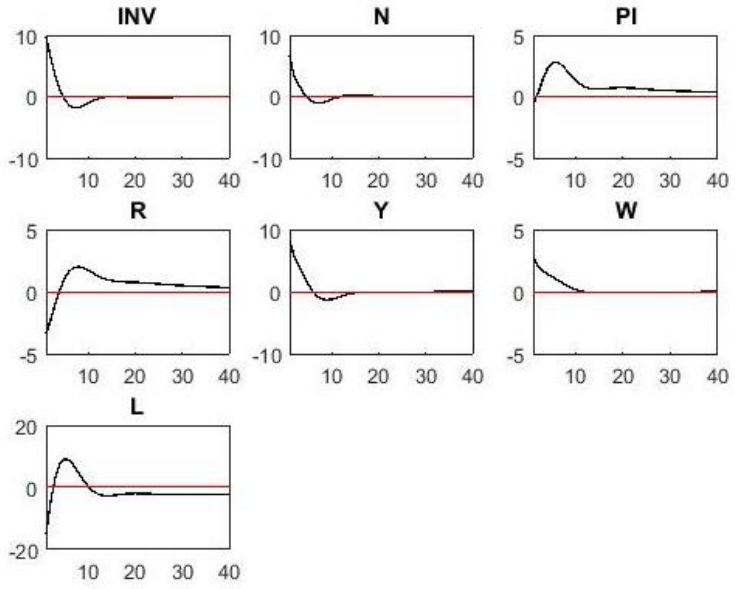
۶- تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی

پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از این پارامترها در مدل و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران است. توابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. اثر تکانه تکنولوژی[1] در نمودار (۱) نشان داده شده است. با وارد شدن شوک به اندازه یک انحراف معیار و در نتیجه افزایش بهره‌وری عوامل تولید، حجم سرمایه و نیروی کار مورد تقاضای بنگاه‌های تولیدی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد و میزان تولید خواهد شد. افزایش تقاضا برای عوامل تولید منجر به افزایش دریافتی عوامل تولید نظیر دستمزد حقیقی و نرخ بهره می‌شود. این امر درآمد خانوارها را که ناشی از اجاره سرمایه و دستمزد نیروی کار است، افزایش داده و در نتیجه میزان مصرف کالاها و خدمات در اقتصاد و پس‌انداز در قالب سپرده بانکی افزایش می‌یابد و از آن‌جا که مهم‌ترین منبع تأمین مالی وام‌های بانکی سپرده‌های نزد بانک‌ها می‌باشد میزان عرضه وام بانکی و در نتیجه ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد. همچنین به دلیل افزایش عرضه کل در اقتصاد از افزایش بهره‌وری عوامل تولید، میزان تورم در اقتصاد کاسته می‌شود. در نمودار (۱) اثر شوک بهره‌وری بر متغیرهای مصرف کل C، تولید غیر نفتی Y، میزان سرمایه‌گذاری INV، میزان تورم PI، میزان استخدام نیروی کار L، نرخ بهره R و ارزش خالص واسطه مالی N دیده می‌شود که تاییدکننده انتظار تئوریک است.

نمودار (۲) اثر تکانه مارک‌آپ دستمزد را نشان می‌دهد. اثرات آنی شوک مارک‌آپ بر روی سطح تورم افزایشی است به طوری که میزان تورم به بالاتر از میزان تعادلی افزایش می‌یابد ولی به سرعت، روند کاهشی را آغاز و با گذراندن کمتر از ۱۰ دوره به سطح تعادلی خود باز می‌گردد. واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مارک‌آپ دستمزد افزایشی می‌باشد. تکانه مارک‌آپ بر روی دستمزد تاثیر مثبت و افزایشی دارد ولی در کمتر از ۵ دوره دستمزد کاهش می‌یابد تا به سطح پایدار خود برسد. نرخ بهره نیز با تکانه مارک‌آپ به سطح بالاتر از میزان تعادل پایدار خود می‌رسد که با افزایش نرخ بهره تقاضا برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و بعد از کاهش نرخ بهره میزان سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت و بعد از گذشت کمتر از ۱۵ دوره به تعادل می‌رسد.

---

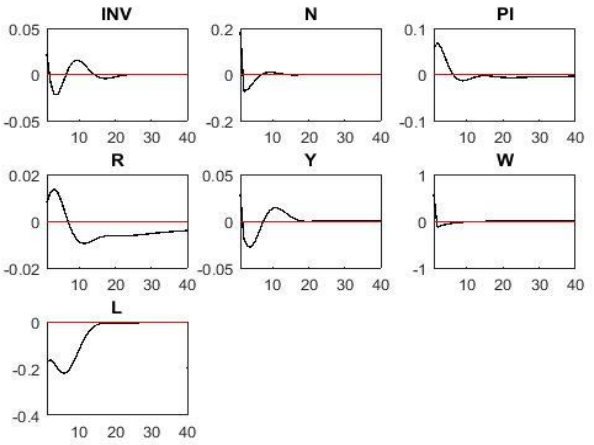
[1]. در این‌جا از داده‌های تولید ناخالص داخلی برای محاسبه بهره‌وری استفاده شده است.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آنی شوک تکنولوژی به اندازه یک انحراف معیار

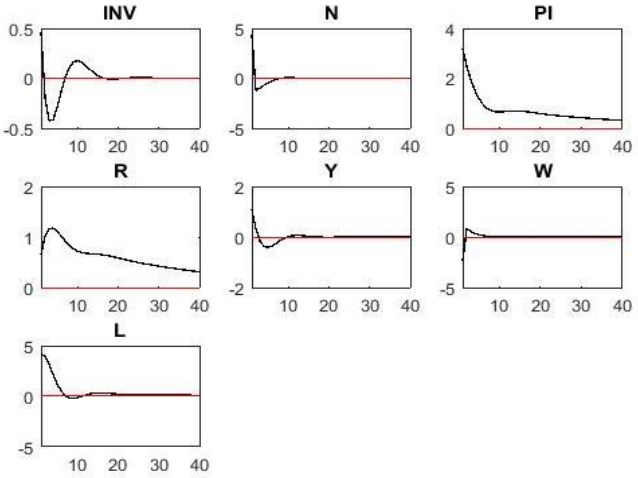
همان‌طور که می‌دانیم، نوسانات افزایشی و کاهشی یک متغیر در کوتاه‌مدت در پاسخ به یک شوک احتمالی از منظر اقتصادی چندان مهم نیست. مطلبی که باید به آن توجه شود، این است که تأثیر شوک مورد نظر بعد از چند دوره حذف خواهد شد و نیز برآیند این تأثیر مثبت یا منفی است. در برآورد نهایی در قسمت قبل نشان داده شد، پاسخ تغییرات سرمایه‌گذاری به شوک مارک‌آپ در اقتصاد ایران، منفی بوده است. در نتیجه اثرات شوک آنی مارک‌آپ دستمزد روی ارزش واسطه‌های مالی افزایشی است و در مدت زمان خیلی کوتاه روند کاهشی خود را شروع می‌کند. این امر به علت بالارفتن نرخ بهره ناشی از سیاست پولی انقباضی و کاهش سطح مصرف به دلیل شوک منفی تقاضا برای سپرده‌های بانکی در اقتصاد می‌باشد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۲: توابع عکس‌العمل آنی شوک مارک‌آپ دستمزد به اندازه یک انحراف معیار

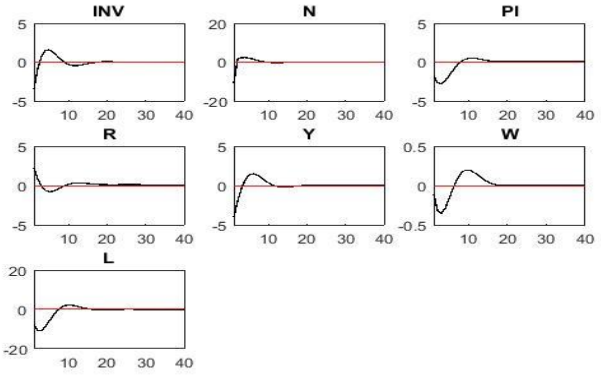
همان طور که در نمودار (۳) مشخص است، اثرات شوک مارک‌آپ قیمتی بر روی سطح تورم افزایشی و مثبت است به طوری که میزان تورم به بالاتر از میزان تعادلی افزایش می‌یابد ولی در کمتر از ۱۰ دوره این تورم کاهش می‌یابد. تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد و همچنین با وارد شدن شوک قیمتی به اندازه یک انحراف معیار دستمزد کاهش و در نتیجه میزان استخدام نیروی کار افزایش می‌یابد تا کاهش در دستمزد جبران شود. نرخ بهره نیز با تکانه مارک‌آپ به سطح بالاتر از میزان تعادل پایدار خود می‌رسد که با افزایش نرخ بهره تقاضا برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و بعد از کاهش نرخ بهره میزان سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، میزان این پاسخ در دوره‌های مختلف متفاوت است و با گذشت کمتر از بیست دوره به تعادل می‌رسد. اثرات شوک مارک‌آپ قیمتی روی ارزش واسطه‌های مالی در ابتدا کاهشی است و در مدت زمان خیلی کوتاه روند افزایشی خود را شروع می‌کند و به سطح تعادلی خود باز می‌گردد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۳: توابع عکس‌العمل آنی شوک مارک آپ قیمتی به اندازه یک انحراف معیار

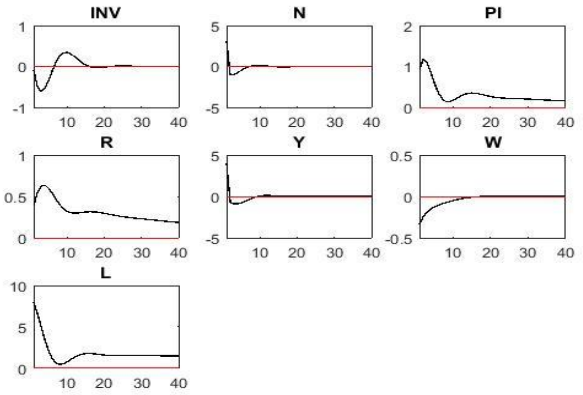
در نمودار (۴) اثر تکانه سیاست پولی منجر به افزایش تورم و به دنبال آن افزایش دستمزدهای اسمی می‌شود. گرچه عوامل مختلفی بر تورم تأثیر می‌گذارد ولی عامل اصلی افزایش تورم رشد پولی است. بنابراین، سیاست‌گذاران برای رسیدن به اهداف خود لازم است که در اعمال هرگونه سیاست، تبعات ناشی از افزایش پایه پولی را در نظر بگیرند. شوک رشد پایه پولی منجر به کاهش تولید و تقاضای کل در اقتصاد می‌شود. مصرف کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک پولی در ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد که دلیل آن افزایش نرخ بهره ناشی از سیاست پولی انقباضی می‌باشد. از طرفی میزان تقاضا برای سپرده‌های بانکی در اقتصاد تنزل می‌یابد و بانک‌ها در اعطای تسهیلات بانکی با محدودیت مواجه می‌شوند که منجر به کاهش ارزش واسطه‌های مالی خواهد شد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۴: توابع عکس‌العمل آنی شوک پولی به اندازه یک انحراف معیار

افزایش رشد مخارج دولت در جامعه سبب می‌شود تا متغیرهای اسمی در سیستم اقتصادی اعم از قیمت‌ها، دستمزدها و نرخ بهره اسمی افزایش یابند. با افزایش نرخ بهره، تقاضا برای وام‌های بانکی کاهش و برای سپرده‌گذاری بانک‌ها افزایش می‌یابد در نتیجه ارزش واسطه‌های مالی در ابتدا افزایش می‌یابد اما با توجه به نمودار واضح است که افزایش بیشتر تورم در مقایسه با نرخ بهره، سبب خواهد شد که نرخ بهره واقعی در اقتصاد کاهش یافته و از این طریق شوک به سیستم بانکی منتقل شود. در نتیجه تمایل به دریافت وام افزایش یافته و تمایل به سپرده‌گذاری کاهش خواهد یافت و ارزش واسطه‌های مالی در کمتر از ۳ دوره به تعادل می‌رسد. با کاهش نرخ بهره واقعی در اقتصاد و فشار تقاضا، تورم افزایش می‌یابد و با گذشت زمان به دلیل کاهش هزینه‌های نهایی بنگاه‌ها ناشی از کاهش هزینه‌های تسهیلات از میزان تورم کاسته خواهد شد.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۵: توابع عکس العمل آنی شوک مخارج به اندازه یک انحراف معیار

۷- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به منظور بررسی آثار تکانه‌های سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ بخش بانکی استفاده شده است. در این الگو علاوه بر بخش خانوار و بنگاه‌ها و مقامات پولی از بخش بانکی نیز استفاده شده است. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل متغیرهای کلان اقتصادی موید سازگاری الگوی ساخته شده با انتظارات تئوریک و واقعیات اقتصاد ایران می‌باشد. وارد کردن اصطکاک مالی با لحاظ بخش بانکی در مدل‌سازی الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی به طور رضایت بخشی قادر به توضیح ویژگی‌های اقتصاد ایران می‌باشد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل متغیرهای کلان اقتصادی موید سازگاری الگوی ساخته شده با انتظارات تئوریک و واقعیات اقتصاد ایران است. نتایج حاصل از تکانه تکنولوژی حاکی از این امر است که حجم سرمایه و نیروی کار مورد تقاضای بنگاه‌های تولیدی افزایش می‌یابد که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد و میزان تولید خواهد شد. ارزش خالص واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد و میزان تورم کاهش می‌یابد. تکانه‌های مارک‌آپ تاثیر منفی روی سرمایه‌گذاری خواهد داشت و کاهش سطح مصرف به دلیل شوک منفی تقاضا برای سپرده‌های بانکی در اقتصاد را منجر می‌شود. بر پایه نتایج، شوک‌های مارک‌آپ به عنوان عامل افزایش قدرت بازاری و انحصار، اثرات مخربی بر روی تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف در ایران دارد. از

این رو وضع و اجرای قوانین و سیاست‌های ضد تراست و انحصار در راستای کنترل قدرت بازاری و انحصار ضروری است. تاثیر تکانه پولی بر میزان تولید اقتصاد و در نتیجه رشد اقتصادی اندک است و می‌توان حداقل نتیجه گرفت که پول در ایران برای دوره زمانی کوتاه‌مدت خنثی نیست اما اثر کاهشی روی ارزش خالص واسطه‌های مالی خواهد داشت و در نهایت تکانه مخارج دولت باعث می‌شود که سطح قیمت‌ها، دستمزدها، نرخ بهره اسمی و ارزش واسطه‌های مالی افزایش یابد. با افزایش نرخ بهره تقاضا برای وام‌های بانکی کاهش و برای سپرده‌گذاری بانک‌ها افزایش می‌یابد. در نتیجه ارزش واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد و با توجه به افزایش بیشتر تورم در مقایسه با نرخ بهره، نرخ بهره واقعی در اقتصاد کاهش یافته و از این طریق شوک به سیستم بانکی منتقل خواهد شد به طوری که تمایل به دریافت وام افزایش یافته و تمایل به سپرده‌گذاری کاهش خواهد یافت. با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، توصیه‌های سیاستی به شرح زیر می‌توان ارائه داد.

۱. زمانی که ریسک قصور در بازپرداخت و بروز مخاطرات اخلاقی بالا باشد، سیاست پولی انبساطی بر حجم اعتبارات تاثیر معناداری ندارد. از این رو تاثیر سیاست پولی به ویژه در دوره‌های رکود غیر قابل پیش‌بینی است.

۲. با توجه به نتایج مطالعه حاضر پیشنهاد می‌شود تا تمهیداتی برای اعطای قدرت رقابتی به بانک‌های موجود در اقتصاد ایران برای تعدیل و بهینه‌یابی نرخ‌های بهره در صورت وقوع شوک‌های اقتصادی انجام شود.

۳. لحاظ بخش بانکی در تحلیل مکانیسم‌های انتقال سیاست‌های اقتصادی و آثار تکانه‌های مختلف بر ترازنامه بانک‌ها و کانال نرخ بهره تسهیلات اعطایی، اطلاعات بیشتری برای سیاست‌گذار به همراه دارد که در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استاندارد وجود ندارد. در نتیجه ضروری است که گسترش مدل‌هایی با این خصوصیات در اولویت تحلیل و ارزیابی سیاست‌گذار قرار گیرد.

منابع و ماخذ

۱. احمدیان، اعظم (۱۳۹۴). "مدل‌سازی هجوم بانکی در چارچوب مدل تعادل پویای تصادفی برای ایران". مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۴): ۱۰۳-۷۷.

۲. متوسلی، محمود. و فروغی، محمود (۱۳۹۰). "پیش‌بینی و تحلیل سیاستی از تقاضای حامل‌های انرژی در ایران مدل‌های BVAR، VAR و پیشنهاد مدل‌های SBVAR". مجله برنامه و بودجه **۴۳**: ۲۹-۷۶.

۳. مهرگان، نادر. و دلیری، حسین (۱۳۹۲). "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست پولی بر اساس مدل DSGE". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۳۹**: ۶۸-۲۱.

۴. مهرگان، نادر. و دلیری، حسین (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختار بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۶**(۱): ۲۹-۱.

۵. توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **۴۷**: ۲۲-۱.

۶. شاه حسینی، مهدی. و بهرامی، جاوید (۱۳۹۲). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی". پژوهش‌های اقتصادی ایران **۵۳**: ۵۵-۸۳.

۷. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "بررسی عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران)". مجله تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی **۶**: ۴۲-۱۹.

۸. حیدری، حسن. و ملابهرامی، احمد (۱۳۹۵). "شتاب دهنده مالی در یک مدل DSGE با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران". فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار **۳۶**: ۹۷-۱۱۷.

9. Bekiros, S. & Paccagnini, A. (2013). "On the Predictability of Time-varying VAR and DSGE Models". Empir. ECON **45**(1): 635-664.
10. Bekiros, S. & Paccagnini, A. (2014). "Macro Prudential Policy and Forecasting using Hybrid DSGE Models with Financial Frictions and State Space Markov switching TVP-VARs". Maccroecon. DYn htto://dx.doi.org/10.1017/s1365100513000953.
11. Bernankeh, B. Gertler, M. & Girlstichr, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Frame Work, In: Taylor, G.B., Woodford, M. (Eds.)". In: Handbook of Macroeconomics **1**: 1341-1393.

12. Caldara, D. Fernandez-Villaverde, J. Rubio-Ramirez, J. F. & Yao, W. (2012). "Computing DSGE Models with Recursive Preferences and Stochastic Volatility". Rev.Econ.Dyn **15**(2): 188-206.
13. Curdia, V. and Woodford, M. (2010). "Credit Spread and Monetary Policy". J. Money Credit Bank **42**(9): 3-35.
14. Del Negro, M. & Schorfheide, F. (2004). "Priors from General Equilibrium Models for VARs". Intrnational Economic Review **45**: 643-673.
15. Galati, G. & Monessner, F. (2011). "Macro Prudential Policy – A Literature Review". BIS Working Paper **337**.
16. Gerali, A. Neri, S. Sessa, L. & Signoretti, F. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". J. Money Credit Bank **42**: 107-141.
17. Gertler, M. & Karadi, P. (2011). "A Model of Unconventional Monetary Policy". J. Monet Econ **58**(1): 17-34.
18. Gertler, M. & Kiyotaki, N. (2015). "Banking, Liquidity, and Bank Runs in an Infinite Horizon Economy". American Economic Review **105**(7): 2011-43.
19. Gertler, M. Kiyotaki, N. & Queralto, A. (2012). "Financial Crises, Bank Risk Exposure and Government Financial Policy". Journal of Monetary Economics **59**: S17-S34.
20. Giri, F. (2018). "Does Interbank Market Matter for Business Cycle Fluctuation? An Estimated DSGE Model with Financial Frictions for the Euro Area". Economic Modeling **1**(75): 10-22.
21. Goodfriend, M. & Mccallum, B. T. (2007). "Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: a Quantitative Xploration". J.Monet.Econ **54**: 1480-1507.
22. Hrvey, AC. (1990). *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter,* Cambridge University Press.
23. Heidari, H. & Parvin, S. (2008). "Modeling and Forecasting Iranian Inflation with Time-varying BVAR Models". Science Research **36**: 59-84.
24. Huang, H. & Lee, T. (2006). "Forecasting Output Growth and Inflation: How to Use Information in the Yield Curve". University of California, Riverside.
25. Ingram, B. & Whiteman, C. (1994). "Supplanting the Minnesota Prior- Forecasting Macroeconomics Time Series Using Real Business Cycle Model Priors". Journal of Monetary Economics **34**: 497-510.
26. Jean, Th. C. & Christopho, P. (2018). "Financial Distribution and State Dependent Credit Policy". Economic Modeling **2**(6): 249-272.

27. Kim, C. J. (1993). "Unobserved-component Time Series Models with Markov-switching Hetroscedasticity: Changes in Regime and Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty". J.BUS.Econ **11**(3**)**: 341-349.
28. Kramiz, D. (2011). "Evaluation of the Forecasting Performance of three Econometric, Models for the EURO Zone and the USA". WIFO Working Paper **399**.
29. Lamoureux, C.G. & Lastrapes, W. (1990). "Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model". Journal of Business and Economic Statistics **8**: 225-234.
30. Palic, I. (2018). "The Empirical Evaluation of Monetary Policy Shock in Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Financial Frictions: Case of Croatia". International of Engineering Business Management **10**: 1-11.
31. Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality". Econometrica **48**(1): 1-48.
32. Smets, F. & Wouters, R. (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycle: a Bayesian DSGE Approach". Am.Econ.Rev **97**(3): 585-606.

Dealing with financial instability through the DSGE modeling approach and banking intermediation

Afsaneh Ghasemi[1]
Beitollah Akbari Moghadam[2*]
Hossein Tavakolian[3]

Received: 22-01-2019 Accepted: 18-02-2019

Abstract

In the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) literature, there is an increasing awareness of the role that the banking sector can play in macroeconomic activities. We present a DSGE model with financial intermediation as in Gertler and Karadi (2011). Following a positive technology shock, the deposit rate declines slightly and this shock gradually increases the output, consumption, and net worth, After the shock, the lending banks reduce and a substantial decline occurs in the excess bank capital. This is because banks prefer to rely on cheaper funds from the central bank. The markup wage and price shocks naturally induce an increase in the markup, which is associated with a fall in real output and real wages, As expected, a positive shock in markup has a significant negative effect on the investment, consumption and net worth. Following a monetary shock, the investment, employment and inflation rate decreases, the willingness to deposit increases, and consequently the nominal deposit rate decreases. Finally, the shock of the government expenditure increases prices, wages, nominal rates and the net worth of financial intermediaries.

Keywords: Financial intermediation, Dynamic stochastic general equilibrium, Financial shock, Monetary shock, Banking sector.
JEl Classification: E62, E58, E32, E20, C11.

[1]- Ph.D. Student, Department of Economics, Qazvin Unit, Islamic Azad University, Qazvin, Iran
[2]- Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran
Email: akbari.beitollah@gmail.com
[3]- Assistant Professor, Faculity of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran