Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و چهارم، شماره ۸۰، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۱۱۸-۸۵

تأثیر شوک‌های اعتباری بر پویایی متغیرهای عمده مالی و کلان اقتصادی ایران در قالب یک مدل DSGE

حسن حیدری
دانشیار اقتصاد، دانشگاه ارومیه
h.heidari@urmia.ac.ir

احمد ملا بهرامی
دانشجوی دکتری دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)
a.molabahrami@urmia.ac.ir

چکیده

در این مقاله، تأثیر شوک های اعتباری شامل شوک نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد و بر تصمیمات بهینه سرمایه‌گذاری بخش خانوار در طیفی از دارایی‌ها نظیر سهام، املاک، طلا، ارز و سپرده‌گذاری بانکی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، بر پایه آموزه‌های مکتب کینزین‌های جدید، با اجزای مالی و بانکی بررسی می‌گردد. بر پایه معادلات مدل طراحی شده، میزان سرمایه‌گذاری خانوار در هر یک از دارایی-های فیزیکی و مالی با قیمت‌های جاری آن دارایی‌ها رابطه معکوس و با قیمت‌های انتظاری آنها رابطه مستقیم دارد، طوری‌که سرمایه‌گذار با افزایش قیمت جاری دارایی‌ها اقدام به فروش آن می‌کند و در صورتی یک دارایی را نگهداری می‌کند که دورنمای روشنی از افزایش قیمت آن دارایی داشته باشد. از سوی دیگر، نتایج حاصل از کالیبراسیون و شبیه‌سازی مدل و تحلیل توابع عکس العمل آنی نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به نرخ سود سپرده‌ها، از یک سو، سبب کاهش تقاضای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی و مالی و، از سوی دیگر، از کانال افزایش هزینه تأمین مالی، سبب افزایش هزینه نهایی می‌گردد. همچنین، کاهش سرمایه‌گذاری در بخش تولید، سبب کاهش در موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، تولید، تورم و مصرف می‌گردد. بر پایه این نتایج، ایجاد ثبات در بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی، مستلزم شکل‌دهی انتظارات مثبت از روند آتی قیمت دارایی‌ها به ویژه سهام است. علاوه بر این، هرچند افزایش سود سپرده یک ابزار مهم جهت اعمال سیاست پولی و تأمین مالی است و در شرایط تورمی ضرورتی انکارناپذیر است، لیکن تبعات منفی آن باید مدنظر قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: *E30، E32، E51، E52.*

واژه‌های کلیدی: *مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، سبد سرمایه‌گذاری خانوار، نرخ سود سپرده، اجزای مالی، بخش بانکی.*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۷/۱۹**

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

۱. مقدمه

بدون تردید سیاست‌های پولی و اعتباری به عنوان ابزارهایی برای ثبات بخشی به اقتصاد و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار مورد تأیید عموم اقتصاددانان و سیاست‌گذاران است. البته تعیین سیاست بهینه و کارای پولی و اعتباری منوط به شناسایی کانال‌های انتقال و، همچنین، شناخت مکانیزم‌های انتقال شوک‌های پولی و اعتباری[1] به اقتصاد است. بنابراین، مطالعه در زمینه بررسی تأثیر شوک‌های پولی و اعتباری بر اقتصاد، نیازمند ارزیابی و تحلیل کانال‌های مذکور در مکانیزم انتقال شوک‌ها می‌باشد (میشکین[2]، ۱۹۷۸، ۱۹۹۶). در چند دهه اخیر، مدل کینزین جدید[3] با اجزای مالی و بانکی، در راستای بررسی نقش بازارها و متغیرهای مالی و همچنین بخش اعتباری و بانکی درمکانیسم انتقال شوک‌ها به بخش واقعی اقتصاد و شکل‌گیری چرخه‌های تجاری مطرح شده است (کیوتاکی و موری[4]، ۱۹۹۷؛ برنانکه و همکاران[5]، ۱۹۹۹؛ کریستیانو و همکاران[6]، ۲۰۱۰؛ گرالی و همکاران[7]، ۲۰۱۰). در این زمینه شواهد تجربی نشان می‌دهد که بخش‌های مالی و اعتباری نقش مهمی در انتقال شوک‌ها به بخش واقعی اقتصاد بازی می‌کنند و عوامل مهمی در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری‌اند (شاه‌حسینی و بهرامی، ۱۳۹۱).

در اقتصاد ایران، در دو دهه اخیر، نرخ‌های سود بانکی، به عنوان ابزار مستقیم سیاست پولی و اعتباری در اقتصاد ایران، همواره دستخوش تغییرات عمده‌ای از سوی سیاست‌گذاران پولی بوده است. خصوصاً در سال‌های اخیر، بروز وضعیت تورمی، افزایش شدید حجم نقدینگی سرگردان، افزایش جریان سفته بازی در بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی، ضرورت تأمین مالی از منابع داخلی و اهمیت تجهیز پس‌اندازهای بخش خصوصی در تأمین سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصادی از طریق سیستم بانکی، اجرای سیاست افزایش نرخ سود سپرده‌ها، به عنوان یک ابزار مستقیم سیاست پولی و اعتباری را تا حد نرخ تورم به ضرورتی انکارناپذیر تبدیل کرده است (اکرمی و مهدی‌زاده، ۱۳۸۳؛ شادرخ، ۱۳۹۱؛ ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲). مصداق واقعی این ضرورت اتفاقاتی است که در سال ۱۳۹۰ش رخ داد. نرخ‌های حقیقی منفی سود بانکی باعث شد تا افراد پس‌انداز خود را در سیستم بانکی

1. Monetary and Credit shocks transmission
2. Mishkin, F.S.
3. New Keynesian
4. Kiyotaki, N. and Moore, J.
5. Bernanke, B. and Gertler, M. and Gilchrist, S.
6. Cristiano, L. and Motto, R. and Rostagno, M.
7. Gerali, A. and Neri, S. and Sessa, L. and Signoretti, F.M.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

کاهش داده و با هدف حفظ ارزش منابع مالی، بخشی از سپرده‌هایشان را به صورت یک جریان سفته بازی به طرف بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی نظیر سهام، ارز، طلا و مسکن سوق دهند که در نتیجه آن، بی ثباتی و نوسانات شدید در بازارهای طلا و ارز شکل گرفت (شادرخ، ۱۳۹۱). از سوی دیگر و بر پایه مطالعات تئوریک، نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان هزینه سرمایه‌گذاری در نظر گفته می‌شود. لذا افزایش در نرخ سود سپرده‌ها با افزایش هزینه تأمین مالی بخش حقیقی اقتصاد، سبب افزایش بهای تمام شده کالای تولید شده، تورم، کاهش حجم سرمایه‌گذاری و، در نتیجه، کاهش میزان تولید می‌گردد (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲).

با توجه به دوگانگی موجود درباب ضرورت‌ها و اثرات سیاست‌های پولی و اعتباری، شناسایی کانال‌های انتقال شوک‌های پولی و مالی و بررسی مکانیزم‌های انتقال این شوک‌ها به بخش واقعی از اهمیت چشمگیر برخوردار است و نیازمند مطالعه و بررسی در چارچوب تئوریک می‌باشد که ضمن برخورداری از پایه‌های بهینه‌سازی خرد اقتصادی، قادر به مدل‌سازی کانال‌های انتقال شوک‌ها به اقتصاد باشد. بنابراین، این تحقیق به دنبال تبیین مکانیزم اثرگذاری، کانال‌های انتقال و پیامدهای افزایش نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات بانکی بر متغیرهای عمده بخش حقیقی اقتصاد و، همچنین، تقاضای دارایی‌های فیزیکی و مالی شامل سهام، ارز، طلا و مسکن در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] کینزین‌های جدید با لحاظ اجزای مالی و بانکی می باشد. مدل طراحی شده از یک سو تصمیمات پویای بهینه بین دوره‌ای بخش خانوار در طیفی از دارایی‌های مالی و فیزیکی شامل سهام، طلا، ارز، مسکن و سپرده‌های بانکی را مدل‌سازی می‌کند و، از طرف دیگر، فرآیند حداکثرسازی سود بخش بانکی را با توجه به نحوه فعالیت‌های واسطه‌گری مالی بانک‌ها در ایران تبیین می‌نماید و اثر شوک نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات بانکی را بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بخش خانوار و طیفی از متغیرهای کلان اقتصادی بررسی می‌کند.

ساختار مقاله به شیوه‌ای است که بخش دوم به مرور ادبیات موضوع اختصاص دارد. در بخش سوم مدل طراحی شده به تفکیک بخش های خانوار، بنگاه‌ها، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی ارائه می‌گردد. در بخش چهارم، مدل لگاریتم خطی‌سازی شده تبیین می‌شود. این بخش شامل فرم لگاریتم خطی‌سازی شده کلیه معادلات تعادلی بخش‌های مختلف اقتصاد می‌باشد. در بخش پنجم نتایج حاصل از کالیبراسیون، مقداردهی و شبیه‌سازی مدل ارائه می‌شود و، سرانجام، بخش ششم شامل بحث و نتیجه‌گیری و رهنمودهای سیاستی حاصل از نتایج مقاله خواهد بود.

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

۲. ادبیات موضوع

به طور کلی دو دسته نظریه سنتی و نوین در زمینه مکانیزم‌های انتقال شوک‌های پولی و اعتباری وجود دارد. دیدگاه سنتی بر سه کانال مستقیم، کانال نرخ بهره و، همچنین، کانال قیمت دارایی‌ها تمرکز دارد (حیدری و سوری، ۱۳۹۰). دیدگاه نوین یا دیدگاه اعتباری[۱] بر دو کانال ترازنامه[۲] و اعتباردهی‌وام بانکی[۳] تأکید می‌ورزد (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹؛ کیوتاکی و موری، ۱۹۹۷). پایه‌های تئوریک دیدگاه اعتباری براساس مفاهیمی همچون مخاطره اخلاقی[۴]، انتخاب بد[۵] و نظارت پرهزینه[۶] استوار می‌باشد.

کانال وام‌دهی بانکی بر نقش خاصی که بانک‌ها در کاهش مشکلات اطلاعات نامتقارن و ناقص[۷] در بازار اعتبارات بازی می کنند، تأکید می ورزد. 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 (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹). پس کاهش در اعتبار بانکی صرف تأمین مالی خارجی را افزایش می‌دهد و فعالیت‌های واقعی اقتصاد را کاهش می‌دهد. نتایج مطالعات تجربی زانتی[۸] (۲۰۱۲) برای اقتصاد امریکا و هامرسلند و ترای[۹] (۲۰۱۴) برای نروژ بیانگر نقش قابل ملاحظهٔ بخش مالی در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری واقعی اقتصاد است.

کانال ترازنامه‌ای بر اثر بالقوه سیاست پولی بر وضعیت مالی وام‌گیرندگان و ثروت خالص آنها متمرکز می‌شود (برنانکه و گرتلر[۱۰]، ۱۹۸۹). یعنی این کانال به طور مستقیم با موقعیت مالی قرض‌گیرنده ارتباط پیدا می‌نماید. 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 براساس

1. Credit channel
2. Balance Sheet Channel
3. Banking lend channel
4. Moral Hazard
5. Inverse selection
6. Costly monitoring
7. Asymmetric and incomplete information
8. Zanetti, F.
9. Hammersland, R. and Traee, C.B.
10. Bernanke, B. and Gertler, M.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

رویکرد ترازنامه‌ای نه فقط بر نرخ های بهره اثرگذار است، بلکه به صورت مستقیم بر موقعیت مالی قرض‌گیرندگان مؤثر است. یک سیاست پولی انقباضی قرض‌گیرندگان را از دو کانال ترازنامه‌ای ضعیف‌تر می نماید. اولاً، از آنجاکه 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 می یابد. 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.

یکی دیگر از کانال‌های انتقال پولی و اعتباری، کانال تراز پورتفوی خانوار[1] است. بر پایه این دیدگاه، سیاست پولی علاوه بر تأثیر مستقیم بر قیمت دارایی‌ها می‌تواند با تغییر در حجم پول و یا تغییر در قیمت هر یک از دارایی‌ها ، ترکیب این دارایی‌ها را در سبدهای سرمایه‌گذاری تغییر دهد و اثرات غیرمستقیم بر آنها داشته باشد. شوک مثبت پولی تراز نقدینگی خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد و باعث می‌شود تا افراد در جستجوی تعدیل پورتفوی شان و به دنبال خرید اوراق بهادار با سطح متفاوت بازدهی و تعهدات باشند. این امر به پیشنهاد قیمت بالاتر[2] برای دارایی‌های مالی با قیمت در حال رشد در بازار می‌شود. به دنبال پیشنهاد قیمت‌های بالاتر برای این اوراق بهادار، قیمت نسبی دارایی‌های مالی نسبت به دارایی‌های غیر مالی افزایش می‌یابد و افراد انگیزه بیشتری برای نگهداری دارایی‌های غیر مالی در پورتفوی‌شان خواهند داشت. همزمان با افزایش تقاضای دارایی‌های غیر مالی و افزایش قیمت این دارایی‌ها، ثروت خانوار نسبت به درآمدشان افزایش می‌یابد. لذا یک شوک پولی سبب تغییر تمایل از بازار دارایی‌های مالی به بازار کالا و خدمات می‌گردد. تخصیص مجدد پورتفوی سبب تغییر در قیمت‌های نسبی، درآمد و تورم می‌گردد (فریدمن و شوارتز[3]، ۱۹۶۳، ۱۹۸۲). از سوی دیگر، مدل مشارکت محدود لوکاس[4] (۱۹۹۰) و فورست[5] (۱۹۹۲) بیان می‌کند که برخی از عاملان مجموعه‌های اطلاعاتی محدودتری نسبت به دیگران دارند. پس توانایی این عاملان در تعدیل پروتفوی‌شان محدودتر است. به عنوان مثال، طی بروز شوک مثبت پولی، برخی از عاملان اقتصادی به نگهداری مقدار بیشتری از تراز حقیقی روی می‌آورند. بنابراین، اثرات واقعی سیاست پولی نتیجه تخصیص مجدد پورتفوی خانوار است.

1. Household Portfolio Channel
2. Bid up
3. Friedman, M. and Schwartz, A.
4. Lucas, R.
5. Fuerst, T.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

در ادامه به مرور چند مطالعه در زمینه مکانیزم انتقال پولی و اعتباری پرداخته می‌شود. فرزین‌وش و محسنی زنوزی (۱۳۸۷) از یک مدل خودرگرسیونی‌برداری ساختاری ۹ متغیره برای بررسی نقش قیمت دارایی‌ها شامل قیمت سهام، قیمت مسکن، سکه طلا و نرخ ارز در مکانیزم انتقال پولی ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی بر قیمت سهام و مسکن و نرخ ارز اثر معنادار و پایدار دارد. با این حال قیمت سکه طلا از تغییرات ارزش دلار (قیمت جهانی طلا به دلار) تأثیر می‌پذیرد. از سوی دیگر، نتایج آنها گویای آن است که قیمت سهام کمترین نقش را در توضیح نوسانات تولید دارد ولی قیمت سایر دارایی ها شامل قیمت مسکن، قیمت سکه طلا و نرخ ارز بر نوسانات تولید ناخالص داخلی تأثیر معنادار دارند. بهشتی و محسنی زنوزی (۱۳۸۹)، از یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری، در دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۵ش، به منظور بررسی نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی بهره گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنادار و مثبت و پایدار بر قیمت مسکن دارد، طوری که اثر این شوک تا سه سال پایدار می ماند. نتایج آنها گویای آن است که قیمت مسکن حدود ۲۰ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می دهد و، بنابراین، قیمت مسکن واسطه مهم انتقال شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی است. پدرام و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای برای داده‌های سری زمانی در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷ش، به بررسی نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن حدود ۳۸ درصد افزایش در مصرف را در پی بروز یک شوک مثبت پولی تعیین می‌کند. از سوی دیگر، به دنبال بروز یک شوک مثبت پولی، تغییرات قیمت مسکن قادر است حدود ۶۷ درصد از افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی را توجیه نماید. محسنی زنوزی (۱۳۹۰) برای داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۵ش و در قالب یک مدل خودرگرسیونی‌برداری ساختاری به این نتیجه رسیده است که میزان اهمیت قیمت دارایی‌ها در نوسانات تولید ناخالص داخلی و سطح قیمت‌ها به ترتیب اهمیت نرخ ارز، قیمت مسکن، قیمت سکه طلا و سرانجام قیمت سهام است. بر پایه این نتایج، با توجه نقش قابل ملاحظه نرخ ارز در انتقال شوک‌های پولی به تولید ناخالص داخلی، هدف‌گذاری نرخ ارز می‌تواند ابزاری مناسب در جهت تثبیت تولید و قیمت‌ها باشد.

در زمینه بررسی مکانیزم‌های انتقال پولی و اعتباری با مدل‌سازی بخش بانکی در قالب مدل‌های DSGE، چند مطالعه محدود در ایران به چشم می‌خورد. مطالعات شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱، ۱۳۹۵)، مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)، غفاری و همکاران (۱۳۹۲) و درگاهی و هادیان (۱۳۹۵) مطالعاتی هستند که

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

به مدل‌سازی بخش بانکی برای ایران در قالب مدل‌های DSGE پرداخته‌اند. مطالعه شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)، بـانک ها را بـه عنوان واسطه مالی در اقتصاد ایران در نظر می‌گیرد. مدل به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی، شوک بهره‌وری و همچنین شوک سیاست پولی می‌پردازد. نتایج آنها نشان می‌دهد که با لحاظ وجود مطالبات معوق بانک‌ها، شوک سیاست پولی اثرگذاری ضعیف‌تری دارد. این نتایج بر کاهش اثربخشی سیاست پولی در مقابله با نوسانات اقتصادی با وجود مطالبات معوق بانکی دارد. در مطالعه مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای داده‌های فصلی از اقتصاد ایران، طی دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ش، طراحی و تخمین زده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بانک ها به دلیل ناتوانایی در تعدیل نرخ سود، پس از بروز شوک پولی، قادر به تسهیل فرآیند انتقال پولی در اقتصاد ایران نیستند و، بدین ترتیب، شوک های پولی سبب کاهش سپرده‌گذاری در بانک‌ها و کاهش تقاضا برای وام خواهد شد. در مطالعه غفاری و همکاران (۱۳۹۲)، در چارچوب دیدگاه تئوریک مکینون و شاو، تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری و تولید در اقتصاد ایران بررسی شده است. در این مطالعه افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به عنوان یک شوک وارده به مدل اعمال گردیده است. بر پایه نتایج حاصل از تخمین بیزین مدل، با افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، حجم سپرده‌های بانکی افزایش پیدا می‌کند ولی سرمایه‌گذاری و تسهیلات بانکی و تولید ناخالص داخلی کاهش و، بنابراین، مطالعه فرضیه مکینون شاو را برای اقتصاد ایران رد می‌کند. درگاهی و هادیان (۱۳۹۵) نیز آثار تکانه‌های پولی و مالی بر نوسانات متغیرهای اقتصادی کلان را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج حاصل از کالیبراسیون و شبیه‌سازی مدل طراحی شده، در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ش نشان می‌دهد که کاهش نسبت سپرده قانونی باعث رشد خفیف تولید و افزایش تورم می‌شود. همچنین تکانه افزایش مخارج عمرانی دولت باعث افزایش تورم و تحریک تولید می‌شود. نتایج در مجموع، بیانگر آن است که در نظر گرفتن بخش بانکی در مدل‌سازی اقتصاد کلان، به دلیل انتقال اثرات تکانه‌ها به ترازنامه بانک‌ها و بازخورد اثرات آن در بخش حقیقی، اطلاعات بیشتری برای تحلیل نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست‌گذار فراهم می‌نماید. در پایان، شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۵)، اثربخشی مالی را در انتقال شوک‌ها به بخش حقیقی اقتصاد و در چارچوب مدل کینزین‌های جدید مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که ورود بخش بانکی در مدل DSGE، ارزیابی نوسانات اقتصاد کلان را بهبود می‌بخشد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نیز نشان می‌دهد که متغیرهای بخش بانکی هم جهت با ادوار تجاری در ایران می‌باشند و لذا بانک‌ها نقش شتاب‌دهنده مالی را در اقتصاد ایران بر عهده دارند.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

همچنان‌که ملاحظه می‌گردد، در مطالعات مذکور در بالا، اثر سیاست‌های پولی با تأکید بر بخش بانکی بررسی شده است. همچنین این مطالعات با تفصیلی که در این مطالعه ارائه می‌شود، بخش بانکی را مدل‌سازی نکرده اند. از سوی دیگر، در هیچ یک از مطالعات بخش مالی، تقاضا برای دارایی‌ها، قیمت دارایی‌ها و جزئیات مربوط به آن در مدل گنجانده نشده است، در حالی‌که با توجه به ارتباط بین بازار دارایی‌ها و بخش بانکی و نقش این بازارها در مکانیزم انتقال پولی، حضور قیمت دارایی‌های فیزیکی و مالی و سایر متغیرهای مالی در مدل اجتناب‌ناپذیر است.

۳. معرفی مدل

مدل طراحی شده در این مطالعه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب آموزه‌های مکتب کینزین‌های جدید است. این مدل دارای ۵ بخش خانوار، تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای و کالاهای نهایی، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی است. بخش خانوار تابع مطلوبیت تنزیل‌شده انتظاری‌اش را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر می‌نماید. بنگاه‌های واسطه‌ای به دنبال حداقل‌سازی تابع هزینه تولید هستند و بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو[1] (۱۹۸۳) به قیمت‌گذاری می‌پردازد. بخش بانکی برای حداکثرسازی تابع سود انتظاری‌شان، تصمیمات خود را در تعیین نرخ‌های بهینه میزان سپرده و وام و تعیین سود سپرده و تسهیلات به دو بخش خانوار و بنگاه در ساختاری رقابتی اتخاذ می‌نمایند. سرانجام، دولت و بانک مرکزی با قید بودجه بین دوره‌ای مواجه هستند.

۳-۱. بخش خانوار

در چارچوب تصمیم‌گیری بهینه بخش خانوار طی ادوار زندگی، عامل نماینده به دنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده زیر است (هولاندر و لیو[2]، ۲۰۱۳):

$$E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\{[\frac{1}{1-\sigma_c}(\mathrm{C}_t)^{1-\sigma_c}-\frac{1}{1+\sigma_N}(\mathrm{N}_t)^{1+\sigma_N}+\frac{\kappa_M}{1+\sigma_M}(M_t)^{1+\sigma_M} +a_{1,t}\ln(\frac{D_t}{P_t})+a_{2,t}\ln(\frac{Q_t\psi_t^p}{P_t})+a_{3,t}\ln(\frac{er_t\mathrm{X}_t}{P_t})+a_{4,t}\ln(\frac{P_t^H H_t}{P_t})+a_{5,t}\ln(\frac{P_t^G G_t}{P_t})]\} \quad (۱)$$

1. Calvo, G.A.
2. Hollander, H. & Liu, G.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

در دوره زمانی tام، بخش خانوار در پی اتخاذ تصمیمات بهینه بین‌دوره‌ای بر روی مصرف (C_t)، عرضه نیروی کار (N_t)، تقاضای پول (M_t)، سپرده‌گذاری بانکی (D_t) با نرخ بهره i_t^d، تقاضای وام (L_t) با نرخ بهره i_t^l، نگهداری اوراق مشارکت (B_t) با نرخ بهره i_t^b، نگهداری سهام (ψ_t^p) در قیمت Q_t، نگهداری طلا (G_t) در قیمت P_t^G، سرمایه‌گذاری در مسکن (H_t) با شاخص قیمت P_t^H و نگهداری ارز خارجی دوره جاری (X_t) با نرخ ارز اسمی er_t در بازار آزاد است. در رابطه (۱)، P_t نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت‌هاست. $\sigma_c \succ 0$ عکس کشش مصرف بین دوره‌ای، $\sigma_N \succ 0$ عکس کشش عرضه نیروی کار، $\sigma_M \succ 0$ عکس کشش تقاضای پول و κ_M ضریب ترجیح مانده واقعی پول است. همچنین، در رابطه (۱)، $a_{i,t}$ که $i = 1,2,...,5$، بیانگر سهم هر کدام از دارایی‌های مالی و فیزیکی در سبد سرمایه‌گذاری بخش خانوار است. از طرفی قید بودجه حقیقی بین دوره‌ای بخش خانوار متناسب با تعاریف صورت گرفته به صورت تصریح شده است:

$$C_t + \frac{P_t^I I_t}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} + \frac{Q_t \psi_t^p}{P_t} + \frac{er_t X_t}{P_t} + \frac{P_t^H H_t}{P_t} + \frac{P_t^G G_t}{P_t} + \frac{i_{t-1}^l L_{t-1}}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + T_t$$
$$= \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{i_{t-1}^d D_{t-1}}{P_t} + \frac{L_t}{P_t} + \frac{er_t X_{t-1}}{P_t} + \frac{Q_t \psi_{t-1}^p}{P_t} + \frac{P_t^H H_{t-1}}{P_t} + \frac{P_t^G G_{t-1}}{P_t} + \Pi_t + \frac{R_{t-1}^b B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + r_t^k K_t \qquad (۲)$$

طرف چپ معادله (۲) بیانگر مخارج دوره جاری بخش خانوار است و طرف راست نشان‌دهنده مجموع درآمدهای این بخش است. معادله (۲) بیان می‌کند که مجموع مخارج خانوار در دوره جاری شامل مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری مستقیم در بخش تولید، سپرده‌گذاری، خرید سهام، سرمایه‌گذاری در مسکن، مخارج سرمایه‌گذاری خرید ارز خارجی، سرمایه‌گذاری در طلا، میزان نگهداری پول، خرید اوراق مشارکت، مخارج مالیاتی و بازپرداخت وام دوره قبل از محل درآمدهای حاصل از عرضه کار، درآمدهای بهره‌ای ناشی از سپرده‌گذاری در دوره قبل، اخذ وام در دوره جاری، ارزش جاری مجموع سرمایه‌گذاری صورت گرفته دوره قبل در سهام، مسکن، ارزهای خارجی، طلا، سود ناشی از فعالیت‌های اقتصادی دوره جاری، درآمدهای بهره‌ای ناشی از نگهداری اوراق مشارکت دوره قبل، حجم پول دوره قبل و عایدی سرمایه تأمین می‌گردد. در رابطه (۲)، I_t بیانگر میزان مخارج سرمایه‌گذاری مستقیم در بخش تولید در دوره جاری، T_t مخارج مالیاتی دوره جاری خانوار، K_t موجودی سرمایه دوره جاری و $R_t^b = (1+i_t^b)$ نشان‌دهنده اصل و بهره حاصل از نگهداری اوراق مشارکت است. از سوی دیگر خانوار با قید اخذ وام به صورت زیر مواجه است (دیب[1]، ۲۰۱۰):

1. Dib, A.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

$$i_t^l L_t \le \nu_t[\varphi_{1w} W_t N_t + \varphi_{2w} Q_t^s \psi_t^p + \varphi_{3w} er_t X_t + \varphi_{4w} P_t^H H_t + \varphi_{5w} P_t^G G_t] \qquad (۳)$$

رابطه (۳)، $0 \le \varphi_{iw} \le 1$ بیانگر سهم هر کدام از منابع تأمین درآمد بخش خانوار است و ν_t نسبت بدهی به درآمد بخش خانوار است. معادله (۳) نشان می‌دهد که بهره ناشی از بازپرداخت وام نباید از نسبتی از مجموع عایدی‌های بخش خانوار بیشتر باشد. خانوار همچنین با قید تشکیل سرمایه به صورت زیر مواجه است (کریستیانو و همکاران[1]، ۲۰۰۵):

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + [1 - S(\frac{I_t}{I_{t-1}})]I_t \qquad (۴)$$

که در آن، δ نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت و $S(.)$ تابع تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری است که دارای ویژگی‌های زیر است (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵):

$$S''(1) = \kappa^A \succ 0 \quad S(1) = S'(1) = 0 \qquad (۵)$$

بخش خانوار تصمیمات بهینه خود را بر روی مجموعه متغیرهای نسبت به قیود (۲) و (۴) اتخاذ می‌کند. بدین‌ترتیب، شروط مرتبه اول مشتق جهت حداکثرسازی تابع مطلوبیت تنزیل شده انتظاری بخش خانوار نسبت به قیود (۲) و (۴) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$C_t^{-\sigma_c} = \lambda_t \qquad (۶)$$

$$-N_t^{\sigma_N} + \lambda_t \frac{W_t}{P_t} = 0 \qquad (۷)$$

$$\kappa_M \frac{1}{P_t}(\frac{M_t}{P_t})^{-\sigma_M} - \frac{\lambda_t}{P_t} + E_t \beta \lambda_{t+1} \frac{1}{P_{t+1}} = 0 \qquad (۸)$$

$$-\frac{\lambda_t}{P_t} + \beta E_t \lambda_{t+1} \frac{R_t^b}{P_{t+1}} = 0 \qquad (۹)$$

$$a_{1,t} \frac{1}{D_t} - \frac{\lambda_t}{P_t} + E_t(\frac{\lambda_{t+1} i_t^d \beta}{P_{t+1}}) = 0 \qquad (۱۰)$$

1. Cristiano, L. & Eichenbaum, M. & Evans, C.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

$$\frac{\lambda_t}{P_t} - E_t\left(\frac{\lambda_{t+1} i_t^l \beta}{P_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۱۱)$$

$$a_{2,t}\frac{1}{\psi_t^p} - \frac{\lambda_t Q_t}{P_t} + E_t\left(\frac{\lambda_{t+1} Q_{t+1} \beta}{P_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۱۲)$$

$$a_{3,t}\frac{1}{X_t} - \frac{\lambda_t er_t}{P_t} + E_t\left(\frac{\lambda_{t+1} er_{t+1} \beta}{P_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۱۳)$$

$$a_{4,t}\frac{1}{H_t} - \frac{\lambda_t P_t^H}{P_t} + E_t\left(\frac{\lambda_{t+1} P_{t+1}^H \beta}{P_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۱۴)$$

$$a_{5,t}\frac{1}{G_t} - \frac{\lambda_t P_t^G}{P_t} + E_t\left(\frac{\lambda_{t+1} P_{t+1}^G \beta}{P_{t+1}}\right) = 0 \qquad (۱۵)$$

$$-\lambda_t \frac{P_t^I}{P_t} + Q_t\left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t\left\{Q_{t+1} S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2\right] = 0 \qquad (۱۶)$$

$$E_t\{\beta \lambda_{t+1} R_{t+1}^k\} - \gamma_t + E_t\{\beta \gamma_{t+1}(1-\delta)\} = 0 \qquad (۱۷)$$

در مجموعه معادلات فوق، λ_t و γ_t به ترتیب بیانگر ضرایب لاگرانژ نسبت به قیود (۲) و (۴) هستند. شایان ذکر است که جهت سادگی فرض شده است که قیمت دارایی‌های مالی و فیزیکی در سبد سرمایه‌گذاری خانوار به صورت یک سیستم از معادلات خودرگرسیونی تصریح گردد که به منظور جلوگیری از افزایش حجم معادلات و حجم معادله از ارائه آنها خودداری شده است.

۲-۳. تقاضای وام و عرضه سپرده

در چارچوب مدل طراحی شده، به تبعیت از گرالی و همکاران[1] (۲۰۱۰) از فرم دیکسیت- استیگلیتز[2] برای توابع تقاضای وام و عرضه سپرده بخش خانوار به صورت زیر استفاده می‌گردد:

1. Gerali, A., N,S. Sessa,L. and Signoretti, F.M.
2. Dixit-Stiglitz framework

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

$$D_t = (\int_0^1 D_{j,t}^{\frac{1+\varepsilon_t^d}{\varepsilon_t^d}} dj)^{\frac{\varepsilon_t^d}{1+\varepsilon_t^d}} \quad (۱۸)$$

$$L_t = (\int_0^1 L_{j,t}^{\frac{1-\varepsilon_t^l}{\varepsilon_t^l}} dj)^{\frac{\varepsilon_t^l}{1-\varepsilon_t^l}} \quad (۱۹)$$

به‌طوری که :

$$i_t^d = (\int_0^1 i_{j,t}^{d\ 1+\varepsilon_t^d} \mathrm{dj})^{\frac{1}{1+\varepsilon_t^d}} \quad (۲۰)$$

$$i_t^l = (\int_0^1 i_{j,t}^{l\ 1-\varepsilon_t^d} \mathrm{dj})^{\frac{1}{1-\varepsilon_t^l}} \quad (۲۱)$$

در روابط (۱۸) تا (۲۱)، $j \in (0,1)$ نشان‌دهنده بانک j ام است که در دوره جاری، وام و تسهیلات با نرخ بهره $i_{j,t}^l$ ارائه می‌کند و به سپرده‌ها نرخ سود $i_{j,t}^d$ می پردازد. ε_t^d کشش جانشینی بین انواع سپرده و ε_t^l نشان‌دهنده کشش جانشینی بین انواع وام در دوره جاری است. بخش خانوار به دنبال حداکثرسازی بهره حاصل از سپرده‌گذاری و حداقل سازی مخارج بهره‌ای وام است. این دو فرآیند بهینه‌سازی توابع تقاضای وام و عرضه سپرده را به صورت زیر نتیجه می‌دهند:

$$D_{j,t} = (\frac{i_{j,t}^d}{i_t^d})^{\varepsilon_t^d} D_t \quad (۲۲)$$

$$L_{j,t} = (\frac{i_{j,t}^l}{i_t^l})^{-\varepsilon_t^l} L_t \quad (۲۳)$$

۳-۳. رفتار بخش بنگاه

۳-۳-۱. بنگاه‌های واسطه‌ای

در چارچوب مدل نیوکینزی، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای خود را با تابع تولید بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر تولید می‌کند (دیب، ۲۰۱۰):

$$Y_t = A_t (K_{t-1})^{\alpha} (\mathrm{N}_t)^{1-\alpha} - \Phi \quad (۲۴)$$

به طوری‌که:

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_a} e^{u_t^a} \quad (۲۵)$$

در معادله (۲۴)، A_t بیانگر بهره‌وری است، K_{t-1} موجودی سرمایه یک دوره قبل را نشان می‌دهد و N_t بیانگر میزان نیروی کار در دوره جاری است و پارامتر α بیانگر سهم سرمایه از تولید است.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

همچنین Φ نشان‌دهنده هزینه‌های ثبات تولید می‌باشد. در معادله (۲۵)، u_t^a بیانگر شوک بهره‌وری است. در این معادله فرض شده است که بهره‌وری از یک پروسه خودبازگشتی مرتبه اول با ضریب ρ_a پیروی می‌کند. تولیدکننده کالای واسطه‌ای، تابع هزینه تولید خود را نسبت به قید تابع تولید (۲۴) حداقل‌سازی می‌کند. این فرآیند به صورت زیر است:

$$\min_{N_t, K_{t-1}} \frac{W_t N_t}{P_t} + r_t^k K_{t-1} \qquad (۲۶)$$

تشکیل شروط مرتبه اول مشتق نسبت به نیروی کار و سرمایه، روابط زیر را نتیجه می‌دهد:

$$r_t^K - \zeta_t A_t \alpha (K_{t-1})^{\alpha-1} (N_t)^{1-\alpha} = 0 \qquad (۲۷)$$

$$\frac{W_t}{P_t} - \zeta_t A_t (1-\alpha)(K_{t-1})^{\alpha} (N_t)^{-\alpha} = 0 \qquad (۲۸)$$

که در آن، ζ_t بیانگر هزینه نهایی تولید است.

از تقسیم دو رابطه اخیر بر یکدیگر و ساده‌سازی، به دست می‌آید:

$$r_t^K = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{W_t}{P_t} \frac{N_t}{K_{t-1}} \qquad (۲۹)$$

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha} \left(\frac{W_t}{P_t}\right)^{1-\alpha} (r_t^k)^{\alpha} \qquad (۳۰)$$

که در رابطه (۳۰)، MC_t بیانگر هزینه نهایی واقعی تولید است.

۳-۳-۲. بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

در چارچوب مکتب کینزین‌های جدید، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی دارای تابع تولید تجمعی[1] به فرم زیر هستند (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۴؛ هولاندر و لیو، ۲۰۱۳):

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{1}{1+\varepsilon_t^p}} di\right]^{1+\varepsilon_t^p} \qquad (۳۱)$$

که در آن Y_t^i میزان تولید بنگاه ام است و ε_t^p بیانگر کشش جانشینی بین کالاهای مختلف در دوره جاری و در چارچوب بازار رقابت انحصاری است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی تابع هزینه زیر را

1. Aggregate

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

نسبت به قید (۳۱) حداقل می‌نماید:

$$\min_{Y_t^i} \int_0^1 P_t^i Y_t^i di \qquad (۳۲)$$

فرآیند بهینه‌سازی فوق معادلات زیر را به دست می‌دهد:

$$Y_t^i = (\frac{P_t^i}{P_t})^{-\varepsilon_t^p} Y_t \qquad (۳۳)$$

$$P_t = [\int_0^1 (P_t^i)^{-\frac{1}{\varepsilon_t^p}} di]^{-\varepsilon_t^p} \qquad (۳۴)$$

که در آن، P_t نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت‌هاست. در الگوی مبتنی بر مکتب کینزین‌های جدید، فرآیند قیمت گذاری بهینه بنگاه‌های نهایی در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالو[1] (۱۹۸۳) شکل می‌گیرد. لذا این بنگاه‌ها در هر دوره به اندازه $1-\omega$ درصد امکان تعدیل قیمت‌ها را دارند، به طوری‌که در آن ω ضریب چسبندگی قیمت‌هاست. از طرفی، بنگاه هایی که قادر به قیمت‌گذاری نیستند از فرآیند شاخص‌بندی[2] زیر استفاده کنند (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۳):

$$P_t = (\pi_{t-1})^{\rho_\pi} P_{t-1} \qquad (۳۵)$$

به طوری‌که در آن ρ_π بیانگر مرتبه درجه‌بندی قیمت‌هاست و $\pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$ نرخ تورم دوره قبل می‌باشد. اگر قیمت تعیین شده توسط بنگاه را با $P_{i,t}^*$ نشان دهیم و P_t بیانگر قیمت کل در بازار رقابت کامل باشد، در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت‌ها، رابطه دینامیک قیمت ها به صورت زیر است (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۳):

$$(\mathrm{P}_t)^{1-\varepsilon_t^p} = \omega(\mathrm{P}_{t-1})^{1-\varepsilon_t^p} + (1-\omega)(\mathrm{P}_{i,t}^*)^{1-\varepsilon_t^p} \qquad (۳۶)$$

بنگاه تولید کننده کالای نهایی فرآیند حدکثرسازی تابع سود تنزیل شده انتظاری زیر را هدف قرار می‌دهد:

$$\max_{\mathrm{P}_{i,t}^*} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j \Lambda_{t,j} [\mathrm{P}_{i,t}^* - \mathrm{P}_{t+j} \mathrm{MC}_{t+j}] Y_{i,t+j} \qquad (۳۷)$$

به‌طوری‌که در آن $\Lambda_{t,j} = \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t}$ بیانگر عامل تنزیل است. از حل مسئله بهینه‌سازی بالا با توجه به

1. Calvo, G.A.
2. Price Indexation

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

رابطه (۳۳)، قیمت‌گذاری بهینه بنگاه به صورت زیر حاصل می‌گردد (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۳):

$$\frac{P_{i,t}^{*}}{P_t} = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1} E_t \left(\frac{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma} [(\frac{P_{t+j}}{P_t})^{\varepsilon_t^p} MC_{t+j}]}{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma} (\frac{P_{t+j}}{P_t})^{\varepsilon_t^p - 1}} \right) \qquad (۳۸)$$

با ترکیب فرم لگاریتم خطی‌سازی شده معادله اخیر با فرم لگاریتم خطی‌سازی شده معادله (۳۶)، منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید[1] به فرم لگاریتم خطی[2] زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\rho_\pi} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\rho_\pi}{1+\beta\rho_\pi} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\rho_\pi} \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega} (\hat{MC}_t + \xi_t^p) \qquad (۳۹)$$

که در آن، ξ_t^p شوک مارک آپ قیمت‌هاست[3]. به طوری‌که درآن، مارک‌آپ قیمت‌ها به صورت $\lambda_t^p = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1}$ تعریف می‌شود و معادله شوک مارک آپ قیمت‌ها را به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\log \lambda_t^p = \log \bar{\lambda}^p + \xi_t^p \qquad (۴۰)$$

که در آن، $\bar{\lambda}^p$ مقدار با ثبات مارک آپ قیمت‌هاست.

۳-۴. بخش بانکی

در چارچوب مدل طراحی شده، بخش بانکی نقشی کلیدی بازی می‌کند. این بخش شامل رده فعالیت‌های مهم بانکی می‌باشد. بانک‌های تجاری و تخصصی از محل سپرده‌های مردم و قرض از بانک مرکزی برای بخش های خانوار و بنگاه وام و تسهیلات مهیا می‌کنند و در چارچوب این فرآیند به دنبال حداکثرسازی سودشان می‌باشند. از طرفی برای بخش بانکی یک ساختار رقابتی طراحی شده است، به طوری‌که بانک‌های مختلف تسهیلات با نرخ‌های مختلف به بخش‌های خانوار و بنگاه پیشنهاد می‌نمایند. سرانجام، بازار بین بانکی که فرآیند آن به این صورت است که بخشی از سپرده‌های مردم صرف سپرده‌گذاری در دیگر بانک‌ها می‌شود.

1. New Keynesian Hybrid Philips Curve
2. Log-linearized form
3. Price markup

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

۳-۴-۱. بانک‌های تجاری و تخصصی

این رده از بانک‌ها از محل سپرده‌های مردم (D_t) و قرض از بانک مرکزی (L_t^{CB})، برای بخش خصوصی تسهیلات (L_t) مهیا می‌کنند. پس این دسته از بانک‌ها دارای تابع سود تنزیل شده انتظاری به فرم زیر می‌باشند (هولاندر و لیو، ۲۰۱۳):

$$\max_{\{D_t, L_t, L_t^{CB}\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_B^t [i_t^l L_t - i_t^d D_t - i_t^{CB} L_t^{CB} - \frac{\kappa}{2} (\frac{K_t^B}{L_t} - \tau)^2 K_t^B] \quad (۴۱)$$

که در آن، K_t^B نشان‌دهنده میزان سرمایه بانک و κ ضریب تابع درجه دوم هزینه تعدیل سرمایه بانک است. β_B نشان‌دهنده فاکتور تنزیل بخش بانکی است. از طرفی، معادله تشکیل سرمایه بخش بانکی به صورت زیر است:

$$K_t^B = (1-\delta) K_{t-1}^B + (Q_t - Q_{t-1}) \psi_t^B + w_{B,t-1} + \Pi_t^B \quad (۴۲)$$

که در آن، $w_{B,t-1}$ بیانگر میزان سود توزیع نشده بانک‌هاست و ψ_t^B میزان سرمایه گذاری بانک‌ها در بازار سهام است و Q_t بیانگر قیمت سهام در دوره جاری است. پس عبارت $(Q_t - Q_{t-1})\psi_t^B$ بیانگر سود یا زیان خالص ناشی از سرمایه‌گذاری در بازار سهام و نیز نشان‌دهندهٔ سود ناشی از سایر فعالیت‌های اقتصادی بخش بانکی است. از حداکثرسازی تابع سود تنزیل شده انتظاری بخش بانکی نسبت به قید ترازنامه بانک ($K_t^B + D_t + L_t^{CB} = L_t + Q_t \psi_t^B + BA_t$)[۱]، شروط مرتبه اول مشتق به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\beta_t^B \{-i_t^d + \lambda_t^B\} = 0 \quad (۴۳)$$

$$\beta_t^B \{i_t^l - \kappa K_t^B (\frac{K_t^B}{L_t} - \tau)(-\frac{K_t^B}{L_t^2}) - \lambda_t^B\} = 0 \quad (۴۴)$$

$$\beta_t^B \{-i_t^{CB} + \lambda_t^B\} = 0 \quad (۴۵)$$

ترکیب معادلات (۴۳) و (۴۴) نتیجه می‌دهد:

$$i_t^l = i_t^d - \kappa (\frac{K_t^B}{L_t} - \tau)(\frac{K_t^B}{L_t})^2 \quad (۴۶)$$

۱. عبارت BA_t در ترازنامه بخش بانکی بیانگر دارایی‌های منجمد یا اصطلاحاً دارایی‌های سمی بخش بانکی است.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

رابطه اخیر، ارتباط بهینه متقابل بین نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات بخش بانکی را به نمایش می‌گذارد. همچنین، ترکیب دو معادله (۴۳) و (۴۵) معادله زیر را نتیجه می‌دهد:

$$i_t^d = i_t^{CB} \qquad (۴۷)$$

بانک‌ها باید بخشی از سپرده‌های مردم را تحت عنوان ذخایر قانونی نزد بانک مرکزی نگهداری کنند. پس اگر نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها در دوره جاری برابر با rr_t باشد، در این صورت طبق تعریف می‌توان نوشت:

$$R_t^L = rr_t D_t \qquad (۴۸)$$

به طوری که در آن، R_t^L برابر با مجموع سپرده قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی است. از سوی دیگر، فرض می‌شود که نرخ ذخیره قانونی به عنوان یک ابزار غیر مستقیم سیاست پولی و اعتباری در فرآیندی به صورت زیر صدق نماید:

$$\log rr_t = \log rr_{t-1} + \varepsilon_t^{rr} \qquad (۴۹)$$

۳-۴-۲. ساختار رقابتی برای بخش بانکی

بانک مرکزی به بخش بانکی وام اعطا می‌نماید تا از محل آن بخش خصوصی تأمین مالی شود. اگر میزان وام اعطایی به شعبه $j \in (0,1)$ ام برابر با $L_{j,t}^{CB}$ باشد و میزان سپرده مردم نزد این شعبه با $D_{j,t}$ نمایش داده شود، این بانک از محل این وام و سپرده‌های مردم به بخش خانوار و بنگاه تسهیلات اعطا می‌کند. اگر میزان تسهیلات اعطایی به بخش خانوار برابر با $L_{j,t}^h$ با نرخ بهره $i_{j,t}^{l\ h}$ باشد و، همچنین، میزان وام اعطایی به بخش بنگاه برابر با $L_{j,t}^e$ با نرخ بهره $i_{j,t}^{l\ e}$ درصد باشد، آنگاه تابع سود تنزیل شده انتظاری بانک‌ها به صورت زیر تصریح می‌گردد (هولاندر و لیو، ۲۰۱۳):

$$\max_{\{i_{j,t}^{l\ h}, i_{j,t}^{l\ e}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left[\begin{array}{l} \Lambda_B^t \{ i_{j,t}^{l\ h} L_{j,t}^h + i_{j,t}^{l\ e} L_{j,t}^e - i_t^d (L_{j,t}^{CB} + D_{j,t}) \\ -\frac{\kappa_h}{2} \left(\frac{i_{j,t}^{l\ h}}{i_{j,t-1}^{l\ h}} - 1 \right)^2 i_t^{lh} L_t^h - \frac{\kappa_e}{2} \left(\frac{i_{j,t}^{l\ e}}{i_{j,t-1}^{l\ e}} - 1 \right)^2 i_t^{le} L_t^e \} \end{array} \right] \qquad (۵۰)$$

که در آن $\Lambda_B^t = \beta_B^t \lambda_t$ فاکتور تنزیل است و فرض بر برقراری برابری $L_{j,t}^h + L_{j,t}^e = L_{j,t}$ است. در رابطه (۴)، κ_h و κ_e به ترتیب ضریب تعدیل تابع هزینه درجه دوم بانک در اعطای تسهیلات به بخش خانوار و بنگاه است. شروط مرتبه اول مشتق جهت حداکثرسازی سود انتظاری بخش بانکی به صورت زیر است:

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

$$\beta_B^t \lambda_t \{L_{j,t}^h - \kappa_h \frac{i_t^{lh} L_t^h}{i_{j,t-1}^{l\ h}} (\frac{i_{j,t}^{l\ h}}{i_{j,t-1}^{l\ h}} - 1)\} - E_t \{\kappa_h \beta_B^{t+1} \lambda_{t+1} (-\frac{i_t^{lh} L_{t+1}^h i_{j,t+1}^{l\ h}}{(i_{j,t}^{l\ h})^2})(\frac{i_{j,t}^{l\ h}}{i_{j,t-1}^{l\ h}} - 1)\} = 0 \quad (۵۱)$$

$$\beta_B^t \lambda_t \{L_{j,t}^e - \kappa_e \frac{i_t^{le} L_t^e}{i_{j,t-1}^{l\ e}} (\frac{i_{j,t}^{l\ e}}{i_{j,t-1}^{l\ e}} - 1)\} - E_t \{\kappa_e \beta_B^{t+1} \lambda_{t+1} (-\frac{i_t^{le} L_{t+1}^e i_{j,t+1}^{l\ e}}{(i_{j,t}^{l\ e})^2})(\frac{i_{j,t}^{l\ e}}{i_{j,t-1}^{l\ e}} - 1)\} = 0 \quad (۵۲)$$

از طرفی دیگر، فرض بر این است که تابع تقاضای وام بخش‌های خانوار و بنگاه دارای فرم دیکسیت- استیگلیتز به صورت زیر هستند (دیب، ۲۰۱۰):

$$L_{j,t}^h = (\frac{i_{j,t}^{l\ h}}{i_t^{lh}})^{-\varepsilon^{lh}} L_t^h \quad (۵۳)$$

$$L_{j,t}^e = (\frac{i_{j,t}^{l\ e}}{i_t^{le}})^{-\varepsilon_t^{le}} L_t^e \quad (۵۴)$$

که در آن، i_t^{lh} و i_t^{le} نرخ‌های بهره تجمعی اعطای وام به بخش خانوار و بنگاه هستند. همچنین داریم:

$$i_{j,t}^{l\ h} = (\frac{L_{j,t}^h}{L_t^h})^{-\frac{1}{\varepsilon_t^{lh}}} i_t^{lh} = (\frac{L_{j,t}^h}{L_t^h})^{1+\frac{1}{\lambda_t^{lh}}} i_t^{lh} \quad (۵۵)$$

$$i_{j,t}^{l\ e} = (\frac{L_{j,t}^e}{L_t^e})^{-\frac{1}{\varepsilon_t^{le}}} i_t^{le} = (\frac{L_{j,t}^e}{L_t^e})^{1+\frac{1}{\lambda_t^{le}}} i_t^{le} \quad (۵۶)$$

در روابط (۵۵) و (۵۶)، $\lambda_t^{lh} = \frac{\varepsilon_t^{lh}}{\varepsilon_t^{lh} - 1}$ و $\lambda_t^{le} = \frac{\varepsilon_t^{le}}{\varepsilon_t^{le} - 1}$ به ترتیب بیانگر مارک آپ یا قدرت بازاری بانک‌ها برای اعطای تسهیلات به بخش خانوار و بنگاه در دوره جاری هستند. فرض می‌گردد که مارک آپ نرخ های سود تسهیلات به صورت گام تصادفی به صورت زیر تصریح گردد:

$$\log \lambda_t^{lh} = \log \bar{\lambda}^{lh} + \xi_t^{lh} \quad (۵۷)$$

$$\log \lambda_t^{le} = \log \bar{\lambda}^{le} + \xi_t^{le} \quad (۵۸)$$

به طوری که ξ_t^{lh} و ξ_t^{le} به ترتیب نشان‌دهنده شوک‌های مارک‌آپ نرخ سود[1] تسهلات اعطایی به بخش خانوار و بنگاه و $\bar{\lambda}^{lh}$ و $\bar{\lambda}^{le}$ به ترتیب بیانگر مقادیر با ثابت مارک‌آپ نرخ سود تسهیلات

1. Markup of loan interest rates

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

اعطایی به بخش خانوار و بنگاه است. از سوی دیگر، جاگذاری روابط (۵۱) تا (۵۴) در معادلات (۴۹) و (۵۰) نتیجه می‌دهد:

$$\{1-\kappa_h \frac{i_t^{lh} L_t^h}{i_{j,t-1}^{l\ h} L_{j,t}^h}(\frac{i_{j,t}^{l\ h}}{i_{j,t-1}^{l\ h}}-1)\}-E_t\{\kappa_h\beta_B\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}(-\frac{i_{t+1}^{l\ h}L_{t+1}^h i_{j,t+1}^{l\ h}}{(i_{j,t}^{l\ h})^2 L_{j,t}^h})(\frac{i_{j,t+1}^{l\ h}}{i_{j,t}^{l\ h}}-1)\}=0 \qquad (۵۹)$$

$$\{1-\kappa_e \frac{i_t^{le} L_t^e}{i_{j,t-1}^{l\ e} L_{j,t}^e}(\frac{i_{j,t}^{l\ e}}{i_{j,t-1}^{l\ e}}-1)\}-E_t\{\kappa_e\beta_B\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}(-\frac{i_{t+1}^{l\ e}L_{t+1}^e i_{j,t+1}^{l\ e}}{(i_{j,t}^{l\ e})^2 L_{j,t}^e})(\frac{i_{j,t+1}^{l\ e}}{i_{j,t}^{l\ e}}-1)\}=0 \qquad (۶۰)$$

لگاریتم خطی‌سازی معادلات فوق حول مقادیر ایستای بلندمدت متغیرها، فرم گذشته و آینده‌نگر هایبریدی از رفتار پویای نرخ های سود تسهیلات بخش های خانوار و بنگاه را به صورت زیر نتیجه می‌دهد:

$$\hat{i}_t^{lh}=\frac{\kappa_h}{\varepsilon_t^{lh}-1+(1+\beta_B)\kappa_h}\hat{i}_{t-1}^{l\ h}+\frac{\beta_B\kappa_h}{\varepsilon_t^{lh}-1+(1+\beta_B)\kappa_h}E_t\hat{i}_{t+1}^{l\ h}+\hat{\xi}_t^{lh} \qquad (۶۱)$$

$$\hat{i}_t^{le}=\frac{\kappa_e}{\varepsilon_t^{le}-1+(1+\beta_B)\kappa_e}\hat{i}_{t-1}^{l\ e}+\frac{\beta_B\kappa_e}{\varepsilon_t^{le}-1+(1+\beta_B)\kappa_e}E_t\hat{i}_{t+1}^{l\ e}+\hat{\xi}_t^{le} \qquad (۶۲)$$

۳-۴-۳. بازار بین بانکی

این رده از فعالیت‌های بانکی شامل سپرده‌پذیری و سپرده‌گذاری است. بر این اساس، به سپرده‌های دریافتی، سود با نرخ i_t^d اعطا گردیده و از طرفی، منابع مالی جمع‌آوری شده صرف سپرده‌گذاری با نرخ سود i_t^D می‌گردد. پس فرآیند بهینه‌سازی سود تنزیل شده انتظاری این رده از فعالیت‌های بانکی به شیوه زیر خواهد بود (دیب، ۲۰۱۰؛ هولاندر و لیو، ۲۰۱):

$$\max_{\{i_{j,t}^d\}} E_0\sum_{t=0}^{\infty}\Lambda_B^t\{i_t^D D_{j,t}-i_{j,t}^d D_{j,t}-\frac{\kappa_d}{2}(\frac{i_{j,t}^d}{i_{j,t-1}^d}-1)^2 i_t^d D_t\} \qquad (۶۳)$$

به طوری که:

$$D_{j,t}=(\frac{i_{j,t}^d}{i_t^d})^{\varepsilon_t^d}D_t \qquad (۶۴)$$

که در آن ε_t^d کشش جانشینی بین انواع سپرده‌ها و $\lambda_t^d=\frac{\varepsilon_t^d}{\varepsilon_t^d-1}$ برابر با مارک داون[1] نرخ

1. Mark-down

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

سود سپرده‌های بانکی در دوره جاری است که فرض می شود از یک الگوی گام تصادفی به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\lambda_t^d = \bar{\lambda}_t^d + \xi_t^d \qquad (۶۵)$$

که در آن، $\bar{\lambda}_t^d$ مقدار با ثبات مارک داون نرخ سود سپرده‌های بانکی است. شرط مرتبه اول مشتق برای حداکثرسازی تابع سود انتظاری تنزیل شده نسبت به قید (۶۴) به صورت زیر است:

$$\beta_B^t \lambda_t \{-D_{j,t} - \frac{i_t^D \varepsilon_t^d}{i_{j,t}^d} D_{j,t} - \kappa_d (\frac{1}{i_{j,t-1}^d})(\frac{i_{j,t}^d}{i_{j,t-1}^d} - 1) i_t^d D_t \qquad (۶۶)$$
$$-E_t(\beta_B^{t+1} \lambda_{t+1} \{-\kappa_d \frac{i_{j,t+1}^d}{(i_{j,t}^d)^2} i_{t+1}^d D_{t+1} (\frac{i_{j,t+1}^d}{i_{j,t}^d} - 1)\} = 0$$

لگاریتم خطی‌سازی این معادله نسبت به متغیرهای $\{i_{t-1}^d, i_t^d, i_{t+1}^d, i_t^D\}$ و حول مقادیر تعادلی بلندمدت این متغیرها منجر به شکل‌گیری رفتار پویای دینامیک هایبریدی برای نرخ سود سپرده به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$\hat{i}_t^d = \frac{\kappa_d}{1+\varepsilon_t^d + (1+\beta_B)\kappa_d} \hat{i}_{t-1}^d + \frac{\beta_B \kappa_d}{1+\varepsilon_t^d + (1+\beta_B)\kappa_d} E_t \hat{i}_{t+1}^d + \frac{1+\varepsilon_t^d}{1+\varepsilon_t^d + (1+\beta_B)\kappa_d} \hat{i}_t^D + \hat{\xi}_t^d \qquad (۶۷)$$

۳-۴-۴. دولت و بانک مرکزی

فرض می‌گردد که مخارج دولت دارای فرم کاب داگلاس به شکل زیر می‌باشد (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۳):

$$GO_t = f(OR_t, T_t, X_t) = OR_t^{\alpha_1} \times T_t^{\alpha_2} \times X_t^{GO\alpha_3} \qquad (۶۸)$$

که در آن، GO_t نشان‌دهنده مجموع کل مخارج دولت، OR_t بیانگر درآمدهای نفتی، T_t درآمدهای مالیاتی و X_t سایر درآمدهای دولت می‌باشد. در این تابع فرض گردیده است که مجموع سهم این سه منبع در تابع مخارج دولت برابر با یک است یعنی $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$. درآمدهای نفتی دولت از رابطه زیر تبعیت می‌کند:

$$OR_t = ner_t \times P_t^{oil} \times Y_t^{oil} \qquad (۶۹)$$

که در آن، ner_t نرخ ارز اسمی دوره جاری، P_t^{oil} قیمت نفت و Y_t^{oil} میزان تولید نفت در دوره جاری هستند. در چارچوب مدل طراحی شده، قید بودجه اسمی دولت به صورت زیر تصریح می‌گردد:

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

$$\frac{B_{t+1}^{P}}{(1+r_t^b)}+B_{t+1}^{CB}+T_t+\psi_{t-1}^{GO}+D_t^B=GO_t+H_t^{GO}+B_t^P+B_t^{CB}+\psi_t^{GO}+D_{t-1}^B \qquad (۷۰)$$

در معادله فوق، H_t^{GO} نشان‌دهنده پرداخت‌های انتقالی دولت شامل یارانه‌های نقدی و غیرنقدی است. B_t^P و B_t^{CB} به ترتیب میزان اوراق مشارکت دولتی نگهداری شده توسط بخش خصوصی و بانک مرکزی است. همچنین، D_t^B بیانگر بدهی دولت به سیستم بانکی طی دوره جاری است. جهت سادگی فرض می‌شود که درآمدهای مالیاتی، نرخ اسمی ارز، سایر درآمدهای دولت و پرداخت‌های انتقالی دولت از فرآیندهای خودرگرسیونی پیروی نمایند.

از سوی دیگر براساس تعریف، تراز نامه بانک مرکزی در رابطه زیر صدق می‌کند:

$$C_t^P+R_t^L=G_t^{CB}+B_t^{CB}+D_t^B+L_t^{CB}+ner_tZ_t \qquad (۷۱)$$

طرف راست معادله فوق بیانگر منابع پایه پولی شامل ذخایر طلای بانک مرکزی (G_t^{CB})، اوراق قرضه نگهداری شده توسط بانک مرکزی (B_t^{CB})،مجموع بدهی‌های بخش دولتی و بانکی به بانک مرکزی ($D_t^B+L_t^{CB}$) و دارایی‌های خارجی این بانک (ner_tZ_t) و طرف چپ نشان‌دهنده مصارف پایه پولی شامل سکه و اسکناس در دست مردم (C_t^P) و ذخایر قانونی بانک‌ها (R_t^L) هستند. با تعریف $M_t=C_t^P+R_t^L$، رابطه (۶۷) را چنین بازنویسی می‌کنیم:

$$M_t=G_t^{CB}+B_t^{CB}+D_t^B+L_t^{CB}+ner_tZ_t \qquad (۷۲)$$

به دلیل درجه استقلال پایین بانک مرکزی و سلطه دولت بر این نهاد در ایران، قید تلفیقی را از دولت و بانک مرکزی متناسب با اقتصاد ایران به صورت زیر به دست می‌آوریم:

$$\begin{aligned}&\frac{B_{t+1}^{P}}{(1+r_t^b)}+M_{t+1}-G_{t+1}^{CB}-D_{t+1}^B-L_{t+1}^{CB}-ner_{t+1}Z_{t+1}+T_t+\psi_{t-1}^{GO}\\&=GO_t+H_t^{GO}+B_t^P+M_t-G_t^{CB}-D_t^B-L_t^{CB}-ner_tZ_t+\psi_t^{GO}\end{aligned} \qquad (۷۳)$$

به منظور تصریح فرم حقیقی قید تلفیقی بودجه دولت و بانک مرکزی، طرفین رابطه (۶۹) را بر شاخص قیمت‌ها تقسیم می‌کنیم و با ساده‌سازی به دست می‌آوریم:

$$\begin{aligned}&E_t\pi_{t+1}\{\frac{B_{t+1}^{P}}{(1+r_t^b)}+M_{t+1}-G_{t+1}^{CB}-D_{t+1}^B-L_{t+1}^{CB}-ner_{t+1}Z_{t+1}\}+T_t+\frac{\psi_{t-1}^{GO}}{\pi_t}\\&=GO_t+H_t^{GO}+B_t^P+M_t-G_t^{CB}-D_t^B-L_t^{CB}-ner_tZ_t+\psi_t^{GO}\end{aligned} \qquad (۷۴)$$

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

برای دارایی‌های خارجی، اوراق مشارکت در دست بخش خصوصی و بدهی‌های بخش‌های بانکی و دولتی به بانک مرکزی فرآیند های خودرگرسیونی تصریح گردیده است. همچنین، به پیروی از فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)، ابزار مستقیم سیاست پولی (اعتباری) که تعیین نرخ سود بانکی است و توسط شورای پول و اعتبار به صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$i_t^d = (i_{t-1}^d)^{\rho_{i^d}} [\pi_{t-1}^{\rho_{i^d}^{\pi}}](\frac{Y_{t-1}}{Y_t})^{\rho_y}]^{1-\rho_{i^d}} e_{i^d} \qquad e_{i^d} \sim iid(0, \sigma_{e_{i^d}}^2) \qquad (۷۵)$$

رابطه اخیر اشاره به شیوه تعیین نرخ سود سپرده‌های بانکی توسط شورای پول و اعتبار دارد و نشان می‌دهد که نرخ های سود بانکی بر پایه نرخ‌های سود دوره پیشین، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی طی دوره گذشته تعیین می‌گردد. در نهایت قید منابع به عنوان شرط تسویه بازارها به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$Y_t = C_t + I_t + GO_t + \delta_B K_{t-1}^B \qquad (۷۶)$$

رابطه اخیر بیان می‌کند که شرط تسویه بازارها برابری مجموع مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری، مخارج بخش دولتی و هزینه مدیریت بخش بانکی بر روی موجودی سرمایه با کل تولید می‌باشد.

۴. مدل لگاریتم خطی سازی شده

یکی از چالش‌های تحلیل تجربی مدل‌های DSGE، غیرخطی بودن معادلات تعادلی متغیرهای درون‌زای مدل است که تحلیل تجربی مدل را با مشکلات محاسباتی مواجه می‌سازد. به منظور خطی‌سازی این معادلات از روش لگاریتم خطی سازی استفاده می‌گردد[۱] (دیجونگ و داو[۲]، ۲۰۰۷). در این روش پس از لگاریتم‌گیری از طرفین معادلات، طرفین معادلات با بسط تیلر مرتبه اول حول مقدار ایستای بلند مدت متغیرها تقریب زده می‌شوند. نتایج حاصل از این محاسبات بر روی مجموعه معادلات مربوط به متغیرهای درون‌زای مدل در ادامه آورده شده است.

---

۱. در این روش، از تبدیل لگاریتم خطی $\tilde{x}_t = \log(x_t / x^*)$ ، که در آن x_t و x^* به ترتیب مقدار متغیر در لحظه t و مقدار تعادلی بلندمدت متغیر می‌باشد، برای خطی‌سازی مدل استفاده می‌شود. بنابراین، $\tilde{x}_t$ بیانگر انحراف لگاریتم متغیر از سطح تعادل بلند مدتش است.

2. DeJong, D. N. with C. Dave

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

معادله اولر

$$\hat{C}_t = E_t\hat{C}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_c}(\hat{R}_t^b - E_t\hat{\pi}_{t+1})$$

عرضه نیروی کار

$$\sigma_N \hat{N}_t = -\sigma_C \hat{\mathrm{C}}_t + \hat{\mathrm{w}}_t$$

تقاضای پول

$$\hat{\mathrm{m}}_t = \frac{\sigma_C}{\sigma_M}\hat{C}_t - \frac{\sigma_C}{\sigma_M}\frac{\hat{r}_t^b}{\bar{\mathrm{r}}^b}$$

عرضه سپرده

$$\hat{d}_t = \sigma_C\hat{C}_t + \frac{\bar{i}^d}{\bar{R}^b - \bar{i}^d}\hat{i}_t^d$$

تقاضای وام

$$\sigma_C\hat{C}_t = \frac{\bar{i}^l}{\bar{i}^l - \bar{R}^l}\hat{i}_t^l = \frac{\bar{i}^l}{\bar{i}^l - \bar{r}^b - 1}\hat{i}_t^l$$

تقاضای سرمایه‌گذاری در سهام

$$\hat{\phi}_t^p = \sigma_C\hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b}\hat{Q}_t^s + \frac{1}{\bar{r}^b}E_t\hat{Q}_{t+1}^s$$

تقاضای سرمایه‌گذاری در بازار ارز

$$\hat{x}_t = \sigma_C\hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b}e\hat{r}_t + \frac{1}{\bar{r}^b}E_t e\hat{r}_{t+1}$$

تقاضای سرمایه‌گذاری در طلا

$$\hat{g}_t = \sigma_C\hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b}\hat{p}_t^G + \frac{1}{\bar{r}^b}E_t\hat{p}_{t+1}^G$$

تقاضای سرمایه گذاری در بازار مسکن

$$\hat{h}_t = \sigma_C\hat{C}_t - \frac{\bar{r}^b + 1}{\bar{r}^b}\hat{p}_t^H + \frac{1}{\bar{r}^b}E_t\hat{p}_{t+1}^H$$

تابع سرمایه‌گذاری

$$\hat{I}_t = \frac{(\hat{q}_t - \hat{p}_t^I)}{\kappa^A(1+\beta)} + \frac{1}{1+\beta}\hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{I}_{t+1}$$

تشکیل سرمایه

$$\hat{K}_t = (1-\delta)\hat{K}_{t-1} + \delta\hat{I}_t$$

تابع تولید

$$\frac{\bar{Y}}{\bar{Y}+\bar{\Phi}}\hat{Y}_t = \hat{A}_t + \alpha\hat{K}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{N}_t$$

قیمت‌گذاری بهینه سرمایه

$$\hat{R}_t^K = \hat{w}_t + \hat{N}_t - \hat{K}_{t-1}$$

هزینه نهایی

$$MC_t = -\hat{A}_t + (1-\alpha)(\hat{\mathrm{w}}_t) + \alpha\hat{R}_t^k$$

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

تابع مخارج دولت

$$G\hat{O}_t = \alpha_1 O\hat{R}_t + \alpha_2 \hat{T}_t + \alpha_3 \hat{X}_t^{GO}$$

قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی

$$E_t\hat{\pi}_{t+1} + \bar{B}^p\hat{B}^P_{t+1} - \bar{R}^b\hat{R}^b_t + \bar{M}\hat{M}_{t+1} - \bar{G}^{CB}\hat{G}^{CB}_{t+1} - re\bar{r}re\hat{r}_{t+1}$$
$$-\bar{D}^B\hat{D}^B_{t+1} - \bar{L}^{CB}\hat{L}^{CB}_{t+1} - \bar{Z}\hat{Z}_{t+1} + \bar{T}\hat{T}_t + \bar{\psi}^{GO}\hat{\psi}^{GO}_{t-1} - \bar{\pi}\hat{\pi}_t$$
$$= G\bar{O}G\hat{O}_t + \bar{H}^{GO}\hat{H}^{GO} + \bar{B}^p\hat{B}^P_t + \bar{M}\hat{M}_t$$
$$-\bar{G}^{CB}\hat{G}^{CB}_t - \bar{D}^B\hat{D}^B_t - \bar{L}^{CB}\hat{L}^{CB}_t - e\bar{r}e\hat{r}_t - \bar{Z}\hat{Z}_t + \bar{\psi}\hat{\psi}^{GO}_t$$

معادله بخش بانکی

$$\frac{\bar{i}^d\hat{i}^d_t}{\bar{i}^d - \bar{i}^l} - \frac{\bar{i}^l\hat{i}^l_t}{\bar{i}^d - \bar{i}^l} = (2 + \frac{1}{1-\tau})\hat{K}^B_t - (2 + \frac{1}{1-\tau})\hat{L}_t$$

$$\bar{K}^B\hat{K}^B_t + \bar{D}\hat{D}_t + \bar{L}^{CB}\hat{L}^{CB}_t = \bar{L}\hat{L}_t$$

معادلات لگاریتم خطی‌سازی شده تقاضای بخش خانوار برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها، بیانگر این است که میزان سرمایه‌گذاری در بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی به درآمد، قیمت‌های جاری و انتظارات مردم از قیمت‌های آتی بستگی دارد. به بیانی ساده با افزایش قیمت دارایی‌ها در این دوره، سرمایه‌گذار ترجیح می‌دهد که دارایی کمتری نگهداری کند و در طرف فروشنده قرار می‌گیرد و در صورتی‌که انتظارات از قیمت دارایی مالی و فیزیکی در آینده مثبت باشد، سرمایه‌گذار در نقش تقاضاکننده ظاهر می‌گردد. شایان ذکر است که سایر معادلات لگاریتم خطی‌سازی شده قبلاً در بخش مدل ارائه شده بود.

۵. نتایج حاصل از مقدار دهی و شبیه‌سازی مدل

یکی از مراحل اولیه تحلیل تجربی مدل‌های DSGE، مقدار دهی به پارامترهای مدل است. کالیبراسیون[1] یکی از مهم‌ترین روش‌های متداول در زمینه مقداردهی به پارامترهای مدل‌های DSGE است. در واقع کالیبراسیون روشی است برای انتخاب پارامترهای مدل به نحوی‌که رفتار مدل بیشترین شباهت و تطابق را با اقتصاد مورد مطالعه داشته باشد (دیجونگ و داو، ۲۰۰۷). در روش کالیبراسیون پارامترها متناسب با رفتار واقعی متغیرهای اقتصاد مورد بررسی انتخاب می‌گردند. در این مطالعه با بهره‌گیری از کالیبراسیون، مقدار مقدار پارامترهای مدل را مشخص می‌کنیم. در این راستا، مجموعه پارامترهای کالیبره شده و اخذشده از سایر مطالعات در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

1. Calibration

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

جدول ۱. مقداردهی پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۷۱	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_N	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۱۷	توکلیان (۱۳۹۱)
σ_M	کشش تراز نقدینگی	۲/۳۹	توکلیان (۱۳۹۱)
δ	نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت	۰/۰۴۲	شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)
κ_M	ضریب ترجیح مانده پولی	۰/۲	شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)
β	فاکتور تنزیل	۰/۹۶	توکلیان (۱۳۹۱)
α	سهم سرمایه از تولید	۰/۴۲	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_π	شاخص درجه‌بندی قیمت‌ها	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)
$\overline{\lambda_t}^p$	مقدار با ثبات مارک‌آپ قیمت‌ها	۱/۳۰	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
ω	درجه چسبندگی قیمت‌ها	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)
β_B	فاکتور تنزیل بخش بانکی	۰/۹۷	هولاندر و لیو (۲۰۱۳)
κ_d	ضریب تعدیل در تابع هزینه درجه دوم بانک‌های سپرده‌پذیر	۱۰	هولاندر و لیو (۲۰۱۳)
κ_e	ضریب تعدیل در تابع هزینه درجه دوم اعطای تسهیلات به بنگاه‌ها	۳	هولاندر و لیو (۲۰۱۳)
κ_h	ضریب تعدیل در تابع هزینه درجه دوم اعطای تسهیلات به بخش خانوار	۵	هولاندر و لیو (۲۰۱۳)
$\overline{\varepsilon}_t^d$	کشش جانشینی بین سود انواع سپرده‌ها	-۱/۴۶	دیب (۲۰۱۰)
$\overline{\varepsilon}_t^{lh}$	کشش جانشینی بین سود انواع تسهیلات اعطایی به بخش خانوار	۳/۱۲	دیب (۲۰۱۰)
$\overline{\varepsilon}_t^{le}$	کشش جانشینی بین سود انواع تسهیلات اعطایی به بخش بنگاه	۲/۷۹	دیب (۲۰۱۰)
ρ_π^i	ضریب شکاف تورم در معادله نرخ بهره	۰/۰۳۱۲	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)
ρ_y	ضریب شکاف تولید در معادله نرخ بهره	۰/۹۶۸	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)
ρ_{i^d}	درجه گذشته‌نگر بودن نرخ بهره	۰/۹۰۹	فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)
δ_B	نرخ استهلاک سرمایه‌های بانکی	۰/۱	هولاندر و لیو (۲۰۱۳)
α_1	کشش درآمدهای نفتی	۰/۷۴	محاسبه‌های تحقیق
α_2	کشش درآمدهای مالیاتی	۰/۱۶	محاسبه‌های تحقیق
α_3	کشش سایر درآمدهای دولت	۰/۱	محاسبه‌های تحقیق

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

پس از مقداردهی به پارامترهای مدل، مقدار تعادل بلندمدت متغیرهای درون‌زای مدل تعیین می‌گردد. این مقادیر براساس معادلات مستخرج از مدل DSGE و با توجه به مقادیر پارامترهای مدل محاسبه می‌گردد که جهت جلوگیری از افزایش حجم مقاله از ارائه مقادیر ایستای بلندمدت متغیرهای درون‌زای مدل خودداری شده است. پس از مقداردهی به مدل، با استفاده از الگوی بلانچارد-کان[1] (۱۹۸۰)، به حل مدل بر حسب شوک‌های برون‌زا و شبیه‌سازی آن برای اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. نرم‌افزار داینار[2] تحت محیط برنامه‌نویسی MATLAB این قابلیت را دارد و در این مطالعه با بهره‌گیری از این نرم‌افزار به حل مدل با استفاده از الگوی بالانچارد –کان، شبیه‌سازی مدل و تحلیل اثر شوک‌ها در قالب توابع عکس‌العمل آنی خواهیم پرداخت.

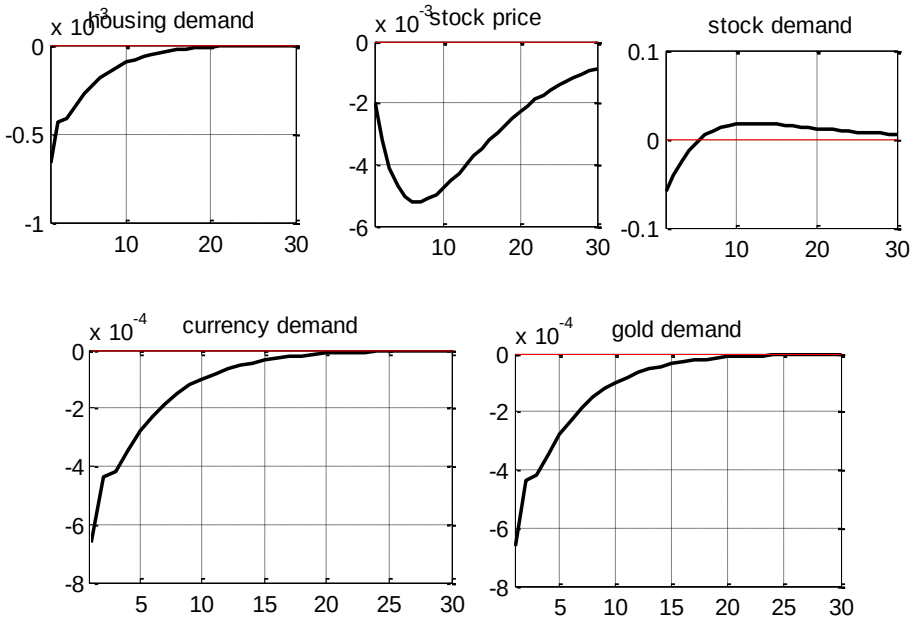
در نمودارهای شماره (۱)، توابع واکنش آنی تقاضای دارایی‌ها به یک شوک تصادفی مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی به اندازه یک انحراف معیار به نمایش گذاشته شده است. محور افقی زمان و محور عمودی اندازه انحراف از وضعیت تعادلی را نشان می‌دهد. همچنان که ملاحظه می‌گردد، بروز یک شوک تصادفی مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی به اندازه یک انحراف معیار منجر به ایجاد انحراف منفی در متغیرهای تقاضای سرمایه‌گذاری در مسکن، طلا، تقاضای سرمایه‌گذاری در سهام، قیمت سهام و تقاضای سرمایه‌گذاری در بازار ارز از وضعیت تعادلی می‌گردد. تعدیل اثر این شوک برای تقاضای سرمایه‌گذاری در مسکن، طلا و ارز حدود ۲۰ دوره زمانی به طول می‌انجامد ولی برای متغیر تقاضای سرمایه‌گذاری در سهام در مدت زمان کمتر از ۱۰ دوره آتی کاملاً تسویه می‌شود. دلیل بروز انحراف منفی در متغیرهای تقاضای سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها این است که با بروز یک شوک مثبت در نرخ سود سپرده‌های بانکی، سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری برای سپرده‌گذاری پیدا می‌کنند و بخشی از سرمایه‌ها از بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی خارج می‌شود و به سمت بانک‌ها حرکت می‌کند. پس می‌توان نتیجه گرفت که نرخ سود سپرده‌های بانکی نقش کلیدی را در دوره‌های رکود و رونق بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی بازی می‌کند.

1. Blanchard-Kahn Method
2. Dynare

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017



نمودار ۱. توابع واکنش آنی تقاضای دارایی‌ها به شوک مثبت سود سپرده‌های بانکی

مأخذ: محاسبات تحقیق

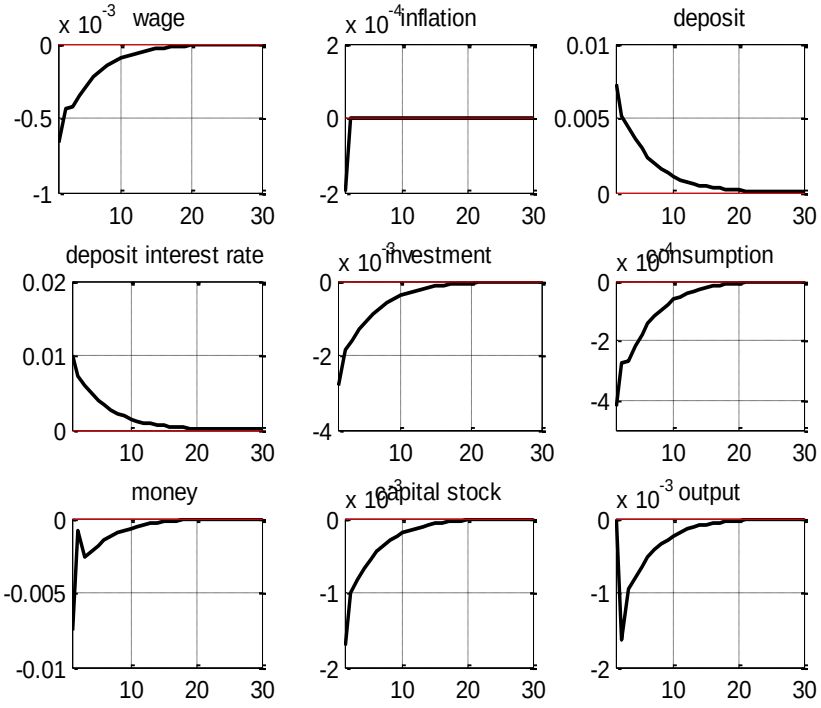
حال در نمودار (۲) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای عمده کلان اقتصادی نسبت به یک شوک مثبت در نرخ سود سپرده‌های بانکی به اندازه یک انحراف معیار به نمایش گذاشته شده است. به وضوح در نتیجه یک شوک تصادفی مثبت به اندازه یک انحراف معیار در نرخ سود سپرده‌ها، میزان تمایل به سپرده‌گذاری افزایش یافته و، همچنان که توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهند، سطح سپرده‌های مردم از روند تعادلی خود انحراف مثبت پیدا می‌کند. همچنان که نمودار (۲) نشان می‌دهد، متغیرهای تورم، دستمزد نیروی کار، مصرف، حجم پول و در نهایت تولید به شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی واکنش منفی نشان می‌دهند و از سطح تعادلی خود انحراف منفی پیدا می‌کنند. برای متغیر تورم طی کمتر از ۵ دوره اثر این شوک کاملاً تخلیه شده و این متغیرها به سطح ایستای خود باز می‌گردند ولی برای سایر متغیرها حدود ۲۰ دوره زمان لازم است تا اثر شوک مثبت نرخ سود سپرده به صورت کامل تعدیل گردد و آن متغیرها به وضعیت ایستای بلندمدت خود باز گردند. از این‌رو، بر پایه نتایج حاصل از

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

توابع واکنش آنی می‌توان نتیجه گرفت که نرخ سود سپرده‌های بانکی در شکل‌گیری دوره‌های رکود و رونق اقتصادی نیز اثرگذارند.



نمودار ۲. توابع واکنش آنی متغیرهای کلان اقتصادی به شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی

مأخذ: محاسبات تحقیق

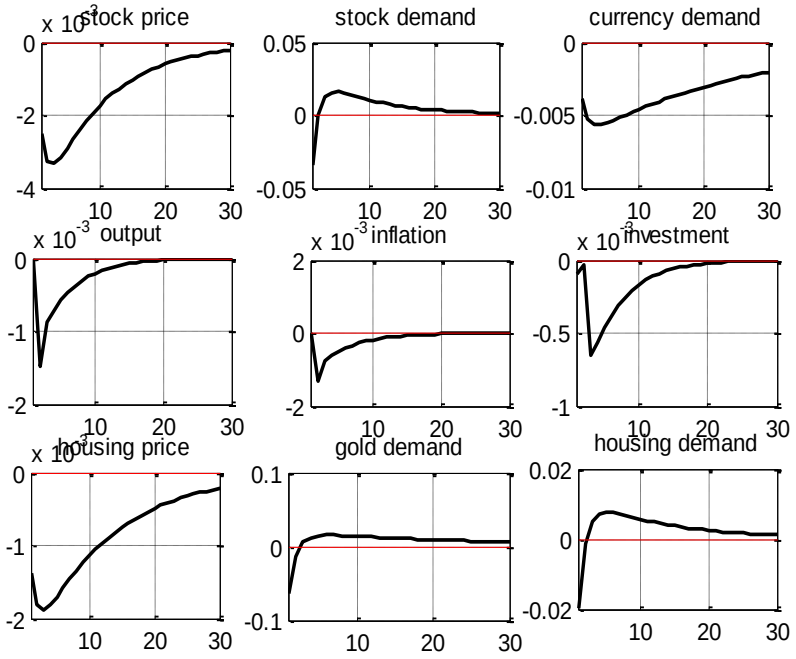
از طرفی دیگر، در نمودار (۳)، توابع واکنش آنی تقاضای دارایی‌ها و متغیرهای عمده کلان اقتصادی به شوک تصادفی مثبت مارک آپ نرخ بهره وام و تسهیلات به اندازه یک انحراف معیار به نمایش گذاشته شده است. همچنان‌که نمودارهای شماره (۳) نشان می‌دهند، شوک مثبت در مارک آپ نرخ بهره وام و تسهیلات بانکی به اندازه یک انحراف معیار، سبب ایجاد انحراف منفی در میزان سرمایه‌گذاری بخش خانوار در سهام، بازار املاک، بازار طلا و همچنین بازار ارز خواهد شد. در واقع، شوک مثبت مارک آپ نرخ بهره وام و تسهیلات به عنوان یک عامل ایجاد سرکوب مالی، با افزایش هزینه اعتبارات بانکی، میزان دسترسی به اعتبارات را کاهش می‌دهد. از این‌رو، خانوار تمایل کمتری به

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

اخذ وام از خود نشان می‌دهد و به دنبال آن میزان سرمایه‌گذاری در بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی نیز کاهش پیدا می‌کند.



نمودار ۳. توابع واکنش آنی متغیرهای مالی و کلان به شوک مثبت نرخ بهره وام و تسهیلات بانکی

مأخذ: محاسبات تحقیق

از سوی دیگر، مشابه با شوک نرخ سود سپرده‌های بانکی، در صورت بروز یک شوک مثبت در نرخ بهره وام و تسهیلات بانکی به اندازه یک انحراف معیار، هزینه منابع پولی و مالی افزایش پیدا می‌کند و با افزایش نرخ بهره تسهیلات بانکی، تمایل به سرمایه گذاری را کاهش می‌دهد و موجودی سرمایه و به دنبال آن تولید و مصرف کاهش پیدا خواهند کرد. این فرآیند را توابع عکس‌العمل آنی تأیید می‌کنند. همچنان‌که ملاحظه می‌گردد، شوک مثبت نرخ بهره وام و تسهیلات بانکی به عنوان یک سیاست انقباضی پولی و اعتباری، سبب ایجاد انحراف منفی و کوتاه‌مدت متغیر تورم از وضعیت پایدار می‌گردد. از سوی دیگر، با بروز شوک مثبت در نرخ بهره تسهیلات، موجودی سرمایه، تولید مصرف

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

از وضعیت تعادلی خود در جهت منفی منحرف شده و بعد از گذشت بیش از ۱۵ دوره زمانی اثر این شوک تخلیه شده و این متغیرها به وضعیت پایدار بلندمدت خود باز می‌گردند. با استناد به نتایج حاصل شده، بخش بانکی نقش قابل توجهی را چرخه‌های تجاری بازی می‌کند و تغییرات نرخ‌های سود بانکی بر رفتار عاملان مختلف اقتصادی اثر معنادار دارد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه به طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران در چارچوب مکتب کینزین‌های جدید و با در نظر گرفتن اجزای پولی و مالی و بانکی پرداخته است. مدل طراحی شده دارای ۵ بخش خانوار، بنگاه شامل دو دسته بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی می‌باشد. در مدل طراحی شده، تقاضا برای دارایی‌ها از کانال خانوار وارد مدل و قیمت دارایی‌ها نیز به صورت یک سیستم خودرگرسیونی برداری تصریح شده است. پس از حل مدل، به استخراج معادلات تعادلی، خطی سازی، کالیبراسیون و مقداردهی و، سرانجام، تحلیل توابع واکنش آنی حاصل از شوک مثبت نرخ سود سپرده‌ها و نرخ وام و تسهیلات بانکی پرداخته شد. خلاصه‌ای از مهم‌ترین نتایج به دست آمده از معادلات پویای مدل طراحی شده، شبیه‌سازی و تجزیه و تحلیل اثر شوک‌ها به شرح زیر است:

۱. بر پایه معادلات لگاریتم خطی‌سازی شده مدل، سهم هر یک از دارایی‌های فیزیکی و مالی در سبد سرمایه‌گذاری خانوار با قیمت‌های جاری آن دارایی رابطه معکوس و با قیمت‌های انتظاری آن دارایی رابطه مستقیم دارد. در واقع شخص سرمایه‌گذار با افزایش قیمت جاری دارایی‌ها اقدام به فروش آن می‌کند و در صورتی دارایی مالی و فیزیکی نگهداری می‌کند که دورنمای روشنی از قیمت آن دارایی‌ها داشته باشد.

۲. شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی (شوک نرخ سود سپرده به اندازه یک انحراف معیار)، به عنوان یک سیاست پولی و اعتباری انقباضی، تقاضا و تمایل به سرمایه‌گذاری در سایر دارایی‌ها را کاهش می‌دهد و سبب کاهش میزان سرمایه‌گذاری بخش خانوار در دارایی‌های مالی و فیزیکی نظیر طلا، ارز، سهام و بازار مسکن خواهد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

۳. شوک مثبت نرخ سود سپرده‌های بانکی ضمن افزایش هزینه نهایی تولید، با کاهش دسترسی به اعتبارات و منابع مالی، منجر به کاهش موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، تورم، تولید و مصرف می‌گردد.

۴. شوک مارک آپ نرخ سود وام و تسهیلات بانکی نیز اثرات مشابه با شوک نرخ سود سپرده‌ها را بر متغیرهای مالی و کلان اقتصادی دارد، به نحوی که با بروز یک شوک مثبت در نرخ سود وام و تسهیلات به اندازه یک انحراف معیار، تقاضای سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها کاهش می‌یابد. ضمن آنکه با افزایش هزینه دسترسی به اعتبارات و منابع مالی، سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید تنزل پیدا می‌کند.

۵. افزایش نرخ سود سپرده و نرخ سود تسهیلات در شکل‌گیری دوره‌های رکودی در بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی نقش کلیدی را بازی می‌کنند و بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد اثر معنادار دارند.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، توصیه‌های سیاستی به شرح زیر می‌توان ارائه داد.

۱. انتظارات مثبت و خوشبینی نسبت به روند آتی بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی در رفتار سرمایه‌گذاران نقش دارد و به ثبات این بازارها کمک شایان می‌کند.

۲. با توجه به تبعات منفی افزایش سود سپرده‌های بانکی، بایستی سازوکاری در تأمین مالی بخش تولید اتخاذ گردد تا سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان در تقابل با یکدیگر قرار نگیرند و شرایط طوری باشد که تغییرات نرخ سود بانکی به نفع هر دو دسته باشد.

۳. جهت کنترل مضرات ناشی از افزایش نرخ سود بانکی، تأمین اعتبار تولیدکنندگان می‌تواند از منابع دیگری غیر از سرمایه‌های مردم باشد.

۴. باید توجه کرد که در صورت وجود یک برنامه منسجم و منظم در زمینه کنترل تورم دیگر نیازی به افزایش نرخ سود بانکی و متعاقباً تحمل تبعات آن نیست.

منابع

ابونوری، اسمعیل؛ سجادی، سمیه‌السادات؛ محمدی، تیمور (۱۳۹۲). "رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*. ۱ (۳). صص ۵۲-۲۳.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

اکرمی، ابوالفضل؛ مهدی‌زاده، سجاد (۱۳۸۳). "ملاحظاتی پیرامون نرخ‌های سود بانکی در ایران". *مجله روند*. ۴۲ و ۴۳. صص ۴۶-۲۰.

بهشتی، محمدباقر؛ محسنی زنوزی، فخری سادات (۱۳۸۹). *بررسی بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی*. ۱(۱). صص ۲۱۱-۱۸۷.

پدرام، مهدی؛ شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ افشار، آذین (۱۳۹۰). "نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال پولی: رویکرد SVAR و شبیه‌سازی وضعیت ناقص". *فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی*. ۳(۷). صص ۱۰۸-۷۷.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران". *تحقیقات اقتصادی*. ۴۷ (۱۰۰). صص ۲۲-۱.

حیدری، حسن؛ سوری، امیررضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران". *تحقیقات اقتصادی*. ۹۲. صص ۹۲-۶۵.

حیدری، حسن؛ ملابهرامی، احمد (۱۳۹۳). "شوک‌های نفتی و سیاست پولی در ایران: شواهدی بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *پژوهش‌های پولی و بانکی*. ۱۹. صص ۶۷-۵۱.

درگاهی، حسن؛ هادیان، مهدی (۱۳۹۵). "ارزیابی آثار تکانه‌های پولی و مالی با تأکید بر تعامل ترازنامه نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد DSGE ". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*. ۳(۱). صص ۲۸-۱.

شادرخ، مهشید (۱۳۹۱). "ارزیابی سیاست افزایش نرخ سود بانکی: مفید اما دیرهنگام". *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*. ۱۰ (۱۳۵). صص ۶۱-۶۰.

شاه‌حسینی، سمیه؛ بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۱۷ (۵۳). صص۸۴-۵۵.

ـــــــــ (۱۳۹۵). "نوسانات اقتصاد کلان و سازوکار انتقال پولی در ایران (رویکرد مدل DSGE)". *پژوهشنامه اقتصادی*. ۱۶(۱). صص ۴۹-۱.

فرزین‌وش، اسدالله؛ محسنی زنوزی، سیدجمال‌الدین (۱۳۸۸). "نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی ایران". *نامه مفید*. ۵(۱). صص ۳۲-۳.

فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی (۱۳۹۴). "اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعهٔ موردی: اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد باز کوچک)". *تحقیقات اقتصادی*. ۵۰ (۲). صص ۴۴۷-۴۱۵.

غفاری، هادی؛ سعادت‌مهر، مسعود؛ سوری، علی؛ رنجبر فلاح، محمدرضا (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی". *اقتصاد مقداری*. ۱۰ (۱). صص ۳۱-۱.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر؛ کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. ۱۰ (۴). صص ۱۱۶-۸۷.

محسنی زنوزی، سیدجمال‌الدین (۱۳۹۰). "سیاست پولی و تغییر قیمت دارایی‌ها در اقتصاد ایران". *دو فصلنامه پولی و مالی*. ۱۸(۲). صص ۱۲۲-۸۶.

مهرگان، نادر؛ دلیری، حسین (۱۳۹۲). "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی براساس مدل DSGE". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۱(۶۶). صص ۶۸-۳۹.

Bernanke, B.; Gertler, M.; Gilchrist, S. (1999). *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*. In: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.), Handbook of Macroeconomics. Vol. 1c. North-Holland, Amsterdam: 1341-1393.

Bernanke, B. and Gertler, M. (1989). "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations". *American Economic Review*. 79. Pp. 14-31.

Blanchard, O. J. and C.M. Kahn (1980). "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations". *Econometrica*. 48. Pp. 1305-1311.

Cristiano, L.; Eichenbaum, M. and Evans, C. (2005). "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy". *Journal of political economy*. 87(5). Pp. 893-910.

Cristiano, L.; Motto, R. and Rostagno, M. (2010). *Financial factors in economic fluctuations*. working paper series. European central bank.

DeJong, D. N. with C. Dave (2007). *Structural Macroeconometrics*. Princeton University Press.

Dib, A. (2010). Banks, Credit Market Friction, and Business Cycles, Bank of Canada.

Friedman, M. (1974). *A theoretical framework for monetary analysis*. University of Chicago Press.

Friedman, M. and Schwartz, A. (1963). "Money and business cycles". *Review of Economics and Statistics*. 45(1). Pp. 32-64.

Friedman, M. and Schwartz, A. (1982). *Monetary trends in the United State and United Kingdom*.University of Chicago Press.

Fuerst, T. (1992). "Liquidity, loanable funds and real activity". *Journal of Monetary Economics*. 29. Pp. 3-24.

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

Hammersland, R. and Traee, C. B. (2014). "The financial accelerator and the real economy: A small macro-econometric model for Norway with financial frictions". *Economic Moldelling*. 36. Pp. 517-537.

www.SID.ir

Archive of SID

Hollander, H. and Liu, G. (2013). *The equity price channel in a New-Keynesian DSGE model with financial frictions and banking*. Stellenbosch Economic Working Papers.

Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). "Credit cycles". *J. Polit. Econ*. 105 (2). Pp. 211–248.

Lucas, R. (1990). "Liquidity and interest rates". *Journal of Economic Theory*. 50. Pp. 237-264.

Mishkin, F. S. (1996). *The channel of monetary transmission: lessons for monetary policy*. NEBR working paper series. National Bureau of economic research.

——— (1978). "The household balance sheet and the great depression". *Journal of Economic History*. 38(4). Pp. 918-937.

Zanetti, F. (2012). "Banking and the role of money in the business cycle". *Journal of Macroeconomics*. 34. Pp. 87-94.

Downloaded from qjerp.ir at 8:57 +0430 on Monday September 18th 2017

www.SID.ir