فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۱۸، تابستان ۱۳۹۵
صفحات: ۱۰۹-۱۳۲

بررسی تأثیر افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران

هادی غفاری[۱]
مسعود سعادت‌مهر[۲*]
علی سوری[۳]
محمدرضا رنجبرفلاح[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۲۴

چکیده

مداخله دولت در بازارهای مالی از طریق تعیین سقف نرخ سود سپرده‌های بانکی، نرخ‌های بالای ذخایر قانونی، دخالت در نحوه توزیع اعتبارات بانکی و وضع قوانین و مقررات محدودکننده سرمایه، باعث پایین آمدن نرخ سود بانکی به سطحی کمتر از نرخ تورم و در نتیجه منفی شدن نرخ بهره حقیقی می‌شود. این شرایط در متون اقتصادی به سرکوب مالی موسوم است. در اقتصاد ایران در طول چند دهه گذشته، سیستم مالی دچار محدودیت‌های زیادی بوده است که مهمترین آنها تعیین نرخ سود به‌صورت دستوری هم برای سپرده‌ها و هم برای تسهیلات بانکی می‌باشد؛ اما آیا افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی بر اساس نظریه مکینون و شاو می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی در ایران شود؟ ازاین‌رو، در تحقیق حاضر تأثیر افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی بر اقتصاد ایران بررسی‌شده است. برای این کار از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید استفاده شد. در این الگو، افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌عنوان یک شوک به مدل وارد گردید. نتایج نشان داد، افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی باعث کاهش تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی بدون نفت شده در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: نرخ سود بانکی، رشد اقتصادی، تعادل عمومی پویای تصادفی، سپرده‌های بانکی

طبقه‌بندی JEL: D50 ,E47 ,G21

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور **Email:** ghafari@pnu.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور (*نویسنده مسئول) **Email:** masd1352@yahoo.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه علوم اقتصادی تهران **Email:** ali_souri@yahoo.com
۴. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور **Email:** rfallah@pnu.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

اقتصاد اغلب کشورهای جهان در دهه ۵۰ و ۶۰ تحت تأثیر نظریات اقتصاددانان طرفدار سرکوب مالی بود. مشخصه سرکوب مالی، مقرراتی می‌باشد که سبب انحراف قیمت در بازارهای مالی می‌شود. این مقررات شامل تعیین سقف نرخ بهره اسمی سپرده‌ها، سقف نرخ بهره وام‌ها، ذخایر قانونی بالا برای بانک‌های تجاری و تخصیص دستوری اعتبارات می‌باشد. از دیدگاه اقتصاددانان طرفدار آزادسازی مالی، سرکوب مالی منجر به کوچک شدن بخش مالی نسبت به بخش واقعی اقتصاد و کاهش رشد اقتصادی می‌شود (کمیجانی و سیفی پور، ۱۳۸۵: ۱۸). مکینون و شاو[1] اولین اقتصاددانانی بودند که با نظریات موجود در خصوص رابطه معکوس بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری مخالفت نمودند آنها اعتقاد داشتند افزایش نرخ بهره منجر به افزایش پس‌انداز و افزایش منابع مالی بانکی شده و در نهایت سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. توصیه الگوهای مالی مکینون و شاو (۱۹۷۳) برای خروج از وضعیت سرکوب مالی در کشورهای درحال‌توسعه، افزایش نرخ بهره به سمت نرخ‌های واقعی تعادلی و کاهش تورم می‌باشد که سبب افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی می‌گردد. در اقتصاد ایران نیز در طول چند دهه گذشته سیستم مالی دچار محدودیت‌های زیادی بوده است که مهمترین آنها تعیین نرخ سود به‌صورت دستوری هم برای سپرده‌ها و هم برای تسهیلات بانکی می‌باشد. مطالعه تاریخ بانکداری ایران نشان می‌دهد که نرخ‌های سود بانکی چه پیش از انقلاب و چه پس از آن، به‌وسیله بانک مرکزی و به‌صورت دستوری تعیین و این باعث شده است در هیچ زمانی نرخ‌های بانکی ایران، نرخ‌های تعادلی بازار نباشد و همیشه بر اساس مصالح مقطعی تصمیم‌گیری شوند. این‌که آیا بر اساس الگوی مکینون و شاو افزایش نرخ سود بانکی می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی شود؟ سؤالی محوری است که این تحقیق جهت پاسخ به آن انجام می‌گیرد؛ بنابراین، تحقیق حاضر تأثیر افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی را بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران بررسی می‌نماید. برای انجام این تحقیق، از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[2] استفاده می‌شود. در این الگو، ابتدا اقتصاد ایران مدل‌سازی می‌شود این مدل رفتار خانوارها، بانک‌ها، بنگاه‌ها، دولت و بانک مرکزی را در برمی‌گیرد. پس از آن، افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌عنوان شوک وارده به مدل بررسی می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره زمانی ۹۰-۱۳۵۷ می‌باشند که از پایگاه داده‌های سری‌های زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری می‌شوند. این تحقیق در ۶ بخش تدوین‌شده است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری تحقیق بیان می‌گردد. در بخش سوم، پیشینه تحقیق خواهد آمد. در بخش چهارم مدل DSGE برای اقتصاد ایران طراحی می‌گردد. تجزیه تحلیل‌ها موضوع بخش پنجم بوده و بخش ششم به خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

1. Mackinnon and Shaw
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Archive of SID

www.SID.ir

۲. مبانی نظری

با توجه به تحولات بازارهای مالی، مفهوم توسعه مالی پس از دهه هفتاد مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت. به‌طورکلی، دو نظریه در زمینه نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی قابل تعریف است. نظریه اول مخالف اهمیت بخش مالی در رشد اقتصادی است از جمله اقتصاددانان طرفدار این نظریه می‌توان به مادیگلیانی[1]، میلر[2] و لوکاس[3] اشاره کرد. نظریه دوم به تأثیر بازارهای مالی بر رشد اقتصادی تأکید می‌کند. اقتصاددانان طرفدار این نظریه به دو دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول، اقتصاددانان طرفدار مکتب کینزی هستند که معتقد به دخالت دولت در بازارهای مالی و تعیین سقف‌های نرخ بهره می‌باشند. آنها چون سرمایه‌گذاری را تابعی معکوس از نرخ بهره و پس‌انداز را تابعی مستقیم از درآمد ملی می‌دانند و طبق نظر کینز به وجود رجحان نقدینگی بالا معتقد هستند، سیاست سرکوب مالی و تعیین سقف نرخ بهره توسط دولت را برای افزایش رشد اقتصادی تجویز می‌کنند. به دنبال مکتب کینزی، نئوساختارگرایان به وجود آمدند که به دفاع از نظریات کینز در خصوص کنترل نرخ بهره توسط دولت در مقابل انتقادات نئوکلاسیک‌ها پرداختند. دسته دوم، اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک می‌باشند که بر سیاست‌های آزادسازی و در بازارهای مالی بر آزادسازی نرخ بهره تأکید دارند. در زیرمجموعه نئوکلاسیک‌ها دیدگاه مکینون – شاو که بر آزادسازی نرخ بهره تأکید می‌کند. مکینون و شاو عقیده دارند که پایین بودن و منفی بودن نرخ بهره واقعی که به خاطر پایین آوردن نرخ بهره اسمی یا بالا رفتن تورم رخ می‌دهد مانع تشکیل پس‌انداز می‌شود و آثار منفی بر انباشت سرمایه و درآمد می‌گذارد؛ بنابراین آزادسازی مالی در کشورهای درحال‌توسعه باعث افزایش پس‌انداز شده، نرخ رشد را افزایش و وابستگی به سرمایه‌گذاری خارجی را کاهش می‌دهد (مکینون، ۱۹۷۳: ۸-۴۷).

نئوساختارگرایان که ادوارد بافی[4] (۱۹۸۴)، آگیرا کوهساکا[5] (۱۹۸۴)، لنس تیلور[6] (۱۹۸۳) و ویجن برگن[7] (۱۹۸۳) معروف‌ترین آنها می‌باشند در اوایل دهه ۱۹۸۰ مکتب مکینون – شاو را مورد حمله قرار دادند. مشخصه مهم مدل‌های نئوساختارگرایان در تحلیل اقتصادهای درحال‌توسعه، بازارهای غیرمتشکل است. از آنجا که ذخیره قانونی به‌عنوان نشت در فرآیند واسطه‌گری مالی بانک‌های تجاری در نظر گرفته می‌شود و بازارهای غیرمتشکل از پرداخت ذخیره قانونی مستثنی هستند، بنابراین نئوساختارگراها ادعا دارند که بانک‌ها نمی‌توانند به کارآمدی بازارهای غیررسمی عمل کنند. آنها فرض می‌کنند که منابع مالی به‌طور آزاد بین سیستم بانکی و بازارهای غیرمتشکل در جریان است و در مدل‌هایشان

1. Modigliani
2. Miller
3. Lucas
4 . Buffie Edward
5. Kohsaka Akira
6. Taylor Lance
7. Wijnbergen

Archive of SID

www.SID.ir

پس‌انداز کنندگان و سرمایه‌گذاران تا حدودی می‌توانند از منابع مالی موجود در هر دو بازار استفاده کنند. از این جهت نرخ بهره مؤثر در تصمیم‌گیری برای نگهداری پول نقد، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، نرخ بهره بازار غیر متشکل است. افزایش نرخ بهره بازار غیر متشکل باعث افزایش هزینه سرمایه در گردش می‌شود و از این طریق سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، افزایش نرخ بهره بازار غیر متشکل از طریق کاهش سرمایه‌گذاری موجب کاهش تولید می‌شود. به این ترتیب اگر افزایش نرخ بهره سپرده در بازار رسمی موجب افزایش نرخ بهره در بازار غیرمتشکل شود، اقتصاد همزمان دچار افزایش سطح قیمت‌ها و کاهش رشد اقتصادی همراه خواهد بود (کمیجانی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۵).

۳. پیشینه تحقیق

تحقیقات تجربی زیادی در کشورهای مختلف در ارتباط با سرکوب مالی، آزادسازی مالی و افزایش نرخ بهره انجام‌شده است. از جمله مطالعات خارجی می‌توان به دی گریگوریو[1] و همکاران (۲۰۰۰)، آریستیس[2] و همکاران (۲۰۰۲)، باتیلوسی[3] (۲۰۰۳)، اودهیامبو[4] (۲۰۰۹)، آنوومر[5] و همکاران (۲۰۱۲)، آندرایس و کاپرارو[6] (۲۰۱۲) و لو[7] (۲۰۱۴) اشاره نمود. به‌جز تحقیق لو (۲۰۱۴) که به روش DSGE انجام‌شده است در سایر تحقیقات از روش‌های اقتصادسنجی کلاسیک استفاده‌شده است. خلاصه‌ای از این تحقیقات در جدول ۱ آمده است.

1. DE Gregorio
2. Arestis
3. Battilossi
4. Odhiambo
5. Onwumere
6. Andrieș
7. Luo

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: خلاصه مطالعات خارجی انجام‌شده در خصوص موضوع تحقیق

نویسندگان	کشور / کشورها	دوره زمانی	روش	نتایج
دی‌گریگوریو و همکاران (۲۰۰۰)	شیلی	۱۹۹۱-۱۹۹۸	VAR	رابطه مثبت بین سرکوب مالی و تورم
آریستیس و همکاران (۲۰۰۲)	یونان، هند، تایلند، فیلیپین، کره‌جنوبی	۱۹۵۵-۱۹۹۷	تصحیح خطا	وجود رابطه مثبت بین نرخ بهره و توسعه مالی
باتیلوسی (۲۰۰۳)	ایتالیا	۱۹۶۰-۱۹۹۰	OLS	سرکوب مالی باعث تشدید تورم می‌شود
اودهیامبو (۲۰۰۹)	زامبیا	۱۹۸۰-۲۰۰۵	علیت گرنجری	رابطه مثبت بین آزادسازی نرخ بهره و رشد اقتصادی
آنومر (۲۰۱۲)	نیجریه	۱۹۷۶-۱۹۹۹	OLS	آزادسازی نرخ بهره سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد
آندرایس و کاپرارو (۲۰۱۲)	۱۷کشور اروپایی	۲۰۰۴-۲۰۰۸	پانل دیتا	آزادسازی مالی کارایی سیستم بانکی را افزایش می‌دهد
لو (۲۰۱۴)	چین	۲۰۰۲-۲۰۱۰	DSGE	آزادسازی نرخ بهره باعث می‌شود بازار اعتبارات بانکی از ثبات بیشتری برخوردار باشد

در ایران نیز مطالعات زیادی در خصوص تأثیر بخش مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام‌شده است که خلاصه‌ای از این مطالعات در جدول ۲ بیان‌شده است.

جدول ۲: خلاصه مطالعات داخلی انجام‌شده در خصوص موضوع تحقیق

نویسندگان	دوره زمانی	روش	نتایج
پژویان و دوانی(۱۳۸۳)	۱۳۴۰-۷۹	معادلات همزمان	رابطه مثبت بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری
کمیجانی و سیفی پور(۱۳۸۵)	۱۳۵۳-۸۳	هم جمعی	افزایش نرخ سود سپرده‌ها باعث رشد اقتصادی می‌شود.
مراسلی و درویشی(۱۳۸۷)	۱۳۴۷-۱۳۸۵	انگل گرنجر	سرکوب مالی تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد.
کمیجانی و پور رستمی(۱۳۸۷)	۱۹۸۵-۲۰۰۵	پانل دیتا	سرکوب مالی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.
صمصامی و خادم غوثی(۱۳۸۹)	۱۳۵۲-۱۳۸۶	ARDL	افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری دارد.
حسن‌زاده و اکبری(۱۳۹۰)	۱۳۷۲-۸۷	مدل سیستمی	افزایش سود بانکی باعث افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود.
ابونوری و همکاران(۱۳۹۲)	۱۳۶۸-۸۸	هم‌انباشتگی	رابطه مثبت بین نرخ سود سپرده‌ها و نرخ تورم وجود دارد.
جلایی و همکاران(۱۳۹۳)	۱۹۶۵-۲۰۰۷	مدل سیستمی	توسعه مالی از طریق افزایش اعتبارات بانکی باعث رشد اقتصادی می‌شود

سوابق مطالعات انجام‌شده در ایران با استفاده از روش DSGE نیز به‌طور خلاصه در جدول زیر آمده است:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳: خلاصه‌ای از چارچوب مدل DSGE در تحقیقات اقتصاد ایران

تحقیق	بخش‌های اقتصادی موجود در مدل					شوک‌های موجود در مدل				
	خانوار	بنگاه	دولت	بخش بانکی	بخش خارجی	تکنولوژی	نفتی	مخارج دولت	پولی	نرخ بهره
ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد
متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد
تقوی و صفرزاده (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد
مشیری و همکاران (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد
فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد
توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد
مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)	دارد	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	دارد	ندارد
پروین و همکاران(۱۳۹۳)	دارد	ندارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	دارد	ندارد	دارد	ندارد
جعفری صمیمی و همکاران(۱۳۹۳)	دارد	ندارد	دارد	ندارد	دارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	ندارد

٤. الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید در اقتصاد ایران

جهت مدل‌سازی اقتصاد ایران چهار بخش خانوارها، بانک‌ها، بنگاه‌های اقتصادی، دولت و بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شوند. خانوارها پس‌اندازهای خود را به‌صورت سپرده به بانک‌ها داده و بانک‌ها این منابع را به‌صورت تسهیلات بانکی در اختیار بنگاه‌ها قرار می‌دهند. در این میان دولت و بانک مرکزی قواعد سیاستگذاری را جهت رشد اقتصادی و کنترل تورم اعمال می‌نمایند. در ادامه نحوه عملکرد هر کدام از این بخش‌ها بررسی و معادلات لازم استخراج می‌شود.

٤-١. خانوار

فرض بر این است که اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل‌شده است که عمر نامحدود دارند. یک خانوار نمونه را در نظر می‌گیریم که از مصرف کالاها، اوقات فراغت و نگهداری پول مطلوبیت کسب می‌کند. تابع مطلوبیت خانوار به‌صورت زیر است:

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \frac{M_{t+i}^{1-b}}{P_t} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \qquad (۱)$$

در این رابطه C مصرف خانوار، $\frac{M}{P}$ تقاضای حقیقی پول و N عرضه نیروی کار می‌باشند. عرضه نیروی کار به‌صورت بخشی از کل زمان در دسترس می‌باشد. پارامترهای b، η و σ در تابع مطلوبیت مثبت می‌باشند که به ترتیب عکس کشش تقاضای حقیقی پول، عکس کشش عرضه نیروی کار و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف هستند. β نیز عامل تنزیل بین دوره‌ای می‌باشد که بین صفر و یک است. همچنین در این رابطه E عملگر انتظارات است.

Archive of SID

www.SID.ir

در سبد دارایی خانوارها، سپرده بانکی، اوراق مشارکت (D)، اوراق سهام بنگاه‌ها و بانک‌ها (F) و پول (M) وجود دارد. خانوارها از محل این سبد دارایی نیز کسب درآمد می‌کنند. فرض می‌شود خانوارها مالک سهام بنگاه‌ها و بانک‌ها می‌باشند. لذا سود بنگاه‌ها ($F_f = \sum_{j=1}^{n} F_{fj}$) که برابر مجموع سود n بنگاه j در هر دوره و سود بانک‌ها ($F_b = \sum_{j=1}^{n} F_{bj}$) که برابر مجموع سود n بانک j در هر دوره می‌باشد، به خانوارها می‌رسد. بنابراین سود سهام بنگاه‌ها و بانک‌ها، سود سپرده‌های بانکی و سود اوراق مشارکت به درآمد خانوار اضافه می‌گردد. از آنجا که اوراق مشارکت سهم کمتری در سبد دارایی خانوارها دارند و همچنین نرخ سود این اوراق تقریباً با نرخ سود سپرده‌ها برابر است لذا اوراق مشارکت و سپرده بانکی در قالب یک متغیر وارد مدل می‌شوند. به این ترتیب خانوارها در هر دوره زمانی t با قید بودجه زیر مواجه خواهند بود.

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} + Ta_t = \frac{W_t}{P_t} N_t + \left(1 + r^d_{t-1}\right) \frac{D_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{F_{ft}}{P_t} + \frac{F_{bt}}{P_t} \qquad (۲)$$

r^d نرخ سود سپرده‌های بانکی و Ta_t مالیات پرداختی خانوارها به دولت می‌باشند. نرخ تورم در ادبیات اقتصادی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \qquad (۳)$$

در مدل‌های DSGE جهت سادگی از نرخ تورم کینزی یا نرخ تورم ناخالص بجای رابطه بالا استفاده می‌شود:

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \qquad (۴)$$

با توجه به توضیح فوق می‌توان تغییر متغیرهای زیر را نوشت:

$$m_t = \frac{M_t}{P_t}, \quad \frac{M_{t-1}}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \cdot \frac{P_{t-1}}{P_t} = \frac{m_{t-1}}{\pi_t}$$

از جایگزین کردن تغییر متغیر فوق در روابط ۱ و ۲ تابع مطلوبیت و قید بودجه خانوار به‌صورت زیر به دست می‌آیند:

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} m_{t+i}^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \qquad (۵)$$

$$C_t + m_t + d_t + Ta_t = w_t N_t + (1 + r^d_{t-1}) \frac{d_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + f_{ft} + f_{bt} \qquad (۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

هدف خانوار حداکثر کردن مطلوبیت یعنی رابطه ۵ با توجه به قید بودجه یعنی رابطه ۶ می‌باشد ازاین‌رو تابع لاگرانژ به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$L = \mathrm{E_t}\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i\left\{\left[\frac{\mathrm{C_{t+i}^{1-\sigma}}}{1-\sigma}+\frac{\gamma}{1-\mathrm{b}}m_{t+i}^{1-b}-\chi\frac{\mathrm{N_{t+i}^{1+\eta}}}{1+\eta}+\right]\right.$$
$$+\lambda_{t+i}\left[\mathrm{w_{t+i}N_{t+i}}+\left(1+\mathrm{r_{t+i-1}^{d}}\right)\frac{\mathrm{d_{t+i-1}}}{\pi_{\mathrm{t+i}}}+\frac{\mathrm{m_{t+i-1}}}{\pi_{\mathrm{t+i}}}\right. \quad (۷)$$
$$\left.\left.-\mathrm{C_{t+i}}-\mathrm{m_{t+i}}-\mathrm{d_{t+i}}-\mathrm{Ta_{t+i}}-\mathrm{f_{ft}}-\mathrm{f_{bt}}\right)\right]\Bigg\}$$

شرایط مرتبه اول از حداکثر سازی مطلوبیت خانوار به‌صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\frac{\partial L}{\partial C_t}=\ C_t^{-\sigma}-\ \lambda_t=0 \quad (۸)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t}=\ -\chi N_t^{\eta}+\lambda_t w_t=0 \quad (۹)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t}=\gamma m_t^{-b}-\lambda_t\ +\beta E_t\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\ =0 \quad (۱۰)$$

$$\frac{\partial L}{\partial d_t}=\ -\lambda_t+\beta\left(1+r_t^d\right)E_t\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}=0 \quad (۱۱)$$

$$\frac{\partial \mathrm{L}}{\partial \lambda_{\mathrm{t}}}=\mathrm{w_tN_t}+\left(1+\mathrm{r_t^d}\right)\frac{\mathrm{d_{t-1}}}{\pi_{\mathrm{t}}}+\frac{\mathrm{m_{t-1}}}{\pi_{\mathrm{t}}}-\mathrm{C_t}-\mathrm{m_t}-\mathrm{d_t}-\mathrm{Ta_t}=0 \quad (۱۲)$$

رابطه ۸ ارتباط مطلوبیت نهایی درآمد (λ) را با مصرف نشان می‌دهد. معادله ۹ عرضه نیروی کار، معادله ۱۰ معادله اویلر یا معادله تقاضای حقیقی پول، معادله ۱۱ عرضه سپرده‌های بانکی از طرف خانوارها و معادله ۱۲ قید بودجه خانوار را نشان می‌دهند.

۲-٤. بنگاه

در مدل‌های تعادل عمومی کینزی جدید فرض بر وجود رقابت انحصاری است. ازاین‌رو جهت لحاظ نمودن رقابت انحصاری در مدل، دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود. یک دسته از بنگاه‌ها، بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه هستند که در بازار رقابت انحصاری اقدام به تولید می‌کنند. دسته دوم بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی می‌باشند. این بنگاه‌ها همانند یک جمعگر عمل نموده و تولیدات بنگاه‌های نوع اول را خریداری نموده و به‌صورت کالای نهایی به مصرف‌کننده می‌فروشند. این بنگاه‌ها به‌صورت رقابت کامل عمل می‌کنند. بنابراین در بحث بنگاه بایستی فرآیند حداکثرسازی هر دو نوع بنگاه مدنظر قرار بگیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

جهت لحاظ نمودن فرض رقابت انحصاری در مدل، دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود. یک دسته از بنگاه‌ها، بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه هستند که در بازار رقابت انحصاری اقدام به تولید می‌کنند. دسته دوم بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی می‌باشند. این بنگاه‌ها همانند یک جمعگر عمل نموده و تولیدات بنگاه‌های نوع اول را خریداری نموده و به‌صورت کالای نهایی به مصرف‌کننده می‌فروشند. این بنگاه‌ها به‌صورت رقابت کامل عمل می‌کنند.

$$y_t = \left[\int_0^1 y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} d_j\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad , \quad \theta > 1 \qquad (۱۳)$$

بنابراین تابع سود بنگاه تولیدکننده کالای نهایی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MAX: \quad \pi_t = P_t y_t - \int_0^1 P_{jt} y_{jt} d_j \qquad (۱۴)$$

بنگاه سود خود را با توجه به قید (۱۳) حداکثر می‌کند بنابراین می‌توان نوشت:

$$\pi_t = P_t \left[\int_0^1 y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} d_j\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 P_{jt} y_{jt} d_j \qquad (۱۵)$$

مشتق تابع فوق نسبت به y_j تابع تقاضای جمعگر برای کالای تولیدشده توسط بنگاه j را به دست می‌دهد. این تابع به‌صورت زیر است (فخر حسینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۷-۶):

$$y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t}\right]^{-\theta} y_t \qquad (۱۶)$$

شرط سود صفر در بازار رقابت کامل، قیمت کالا را به‌صورت زیر به دست می‌دهد(فخر حسینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۷-۶) :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۱۷)$$

Archive of SID

www.SID.ir

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. فرض می‌شود بنگاه نمونه j سرمایه مورد نیاز خود را در بازار رقابت کامل از طریق استفاده از تسهیلات بانکی (I_j) تأمین می‌کند. همچنین فرض می‌شود بنگاه N_j واحد نیروی کار خود را در بازار رقابت کامل با دستمزد W از خانوارها تأمین می‌کند. همچنین فرض می‌شود تابع تولید از نوع کاب داگلاس با بازدهی ثابت به مقیاس است:

$$y_{jt} = Z_t\, K_{jt-1}^{\alpha}\, N_{jt}^{1-\alpha} \quad , \quad 0 < \alpha < 1 \qquad (۱۸)$$

Z_t شوک تکنولوژی است. فرض می‌شود شوک تکنولوژی از یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبه اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$LnZ_t = \rho_z Ln(Z_{t-1}) + (1-\rho_Z)Ln(\bar{Z}) + \varepsilon_{zt} \qquad (۱۹)$$

ρ_z بین صفر و یک بوده و میزان ماندگاری شوک در طول زمان را نشان می‌دهد، $\bar{Z}$ مقدار وضعیت پایدار بهره‌وری و ε_{zt} نوفه سفید می‌باشند.

معادله حرکت سرمایه برای بنگاه j را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$I_{jt} = K_{jt} - (1-\delta)K_{jt-1} \qquad (۲۰)$$

در این رابطه، I_{jt} تقاضای سرمایه‌گذاری بنگاه j در دوره زمانی t است که از محل تسهیلات بانکی تأمین مالی می‌گردد.

برای ورود چسبندگی قیمت‌ها از روش هزینه منو استفاده می‌شود. در این روش هر بنگاه هنگام تعدیل قیمت کالای خود، با یک هزینه منو به‌صورت زیر مواجه است:

$$AC_{jt} = \frac{\varphi_P}{2}\left[\frac{P_{jt}}{\bar{\pi}P_{jt-1}} - 1\right]^2 y_t \qquad (۲۱)$$

AC_{jt} هزینه تعدیل قیمت، $\bar{\pi}$ نرخ تورم در وضعیت پایدار و P_{jt} قیمت کالای واسطه j می‌باشند. φ_P پارامتر هزینه تعدیل قیمت است (آیرلند، ۲۰۰۱: ۹).

تابع سود اسمی بنگاه j در دوره t عبارت است از:

$$F_{jt} = P_{jt}y_{jt} - P_t w_t N_{jt} - r_{t-1}P_t K_{jt-1} - P_t AC_{jt} - \delta P_t K_{jt-1} - P_t Tb_t \qquad (۲۲)$$

Archive of SID

www.SID.ir

δ نرخ استهلاک سرمایه، r نرخ سود (بهره) تسهیلات بانکی و Tb مالیات پرداختی بنگاه به دولت می‌باشند. هدف بنگاه حداکثر نمودن ارزش حال مجموع سودهای انتظاری حقیقی است یعنی:

$$max\ F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \frac{F_{jt}}{P_t} \qquad (۲۳)$$

$\beta^t\lambda_t$ ارزش مطلوبیت نهایی یک واحد سود اضافی توسط خانوار است. فرض شده که صاحبان بنگاه‌ها همانند خانوارها دنبال کسب حداکثر مطلوبیت می‌باشند. رابطه ۲ را در رابطه ۲۳ جایگذاری می‌کنیم و به‌جای $A\ C_{jt}$ مقدار آن را از رابطه ۲۱ قرار می‌دهیم:

$$max\ F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[\frac{P_{jt}}{P_t} y_{jt} - w_t N_{jt} - (r_{t-1} + \delta) K_{jt-1} - Tb_{jt} - \frac{\varphi_P}{2} \left[\frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1 \right]^2 y_t \right] \qquad (۲۴)$$

بنگاه رابطه ۲۴ را با توجه به قید ۱۸ حداکثر می‌کند:

$$L = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} \left\{ \left[\left(\frac{P_{j,t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-\theta} y_{t+i} - W_{t+i} N_{j,t+i} - (r_{t-1} + \delta) K_{j,t+i-1} - Tb_{jt+i} - \frac{\varphi_P}{2} \left(\frac{P_{j,t+i}}{\bar{\pi} P_{j,t+i-1}} - 1 \right)^2 y_{t+i} \right] + \mu_{t+i} \left(Z_{t+i} K_{j,t+i-1}^{\alpha} N_{j,t+i}^{1-\alpha} - \left(\frac{P_{j,t+i}}{P_{t+i}} \right)^{-\theta} y_{t+i} \right) \right\} \qquad (۲۵)$$

شرایط مرتبه اول حداکثر سود بنگاه تولیدکننده کالای واسطه عبارت‌اند از:

$$\frac{\partial L}{\partial P_{jt}} = (1-\theta) \frac{P_{jt}}{P_t} - \varphi_P \left(\frac{P_{j,t}}{\bar{\pi} P_{j,t-1}} - 1 \right) \frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{j,t-1}} \frac{y_t}{y_{jt}} + \beta \varphi_P E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{P_{j,t+1}}{\bar{\pi} P_{jt}} - 1 \right) \left(\frac{P_{j,t+1}}{\bar{\pi} P_{jt}} \right) \frac{y_{t+1}}{y_{jt}} \theta \mu_t = 0 \qquad (۲۶)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{jt}} = -w_t + \mu_t (1-\alpha) \frac{y_{jt}}{N_{jt}} = 0 \qquad (۲۷)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{jt}} = -r_{t-1} - \delta + \frac{\alpha}{K_{jt}} E_t \mu_{t+1} y_{jt+1} = 0 \qquad (۲۸)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu_t} = Z_t\ K_{jt-1}^{\alpha}\ N_{jt}^{1-\alpha} - y_{jt} = 0 \qquad (۲۹)$$

Archive of SID

www.SID.ir

۳-٤. بانک‌های تجاری

بانک ازیک‌طرف سپرده‌های خانوارها را با نرخ بهره r^d پذیرفته و از طرف دیگر با نرخ بهره بالاتر r به بنگاه‌ها وام می‌دهد و از این محل سود به دست می‌آورد. نرخ سود بانکی برای بانک‌ها به‌صورت برونزا بوده که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود. به‌عبارت‌دیگر در اقتصاد ایران بانک مرکزی سقف نرخ سود بانکی را تعیین نموده و به بانک‌ها ابلاغ می‌کند. سپرده‌های خانوارها را می‌توان به سپرده‌های جاری و قرض‌الحسنه که فاقد بهره بوده و سپرده‌های سرمایه‌گذاری (d) که دارای بهره می‌باشند، تقسیم کرد. با توجه به هدف تحقیق و ساده‌سازی مدل، تنها سپرده‌های سرمایه‌گذاری که دارای بهره هستند در مدل لحاظ می‌شوند. جهت ساده‌سازی، سایر هزینه‌ها و درآمدهای بانک در نظر گرفته نشده است. بنابراین تابع سود بانک j در دوره t عبارت است از:

$$F_{jt} = r_t I_{jt} - r_t^d d_{jt} \qquad (۳۰)$$

I_{jt} وام‌های پرداختی بانک j به بنگاه‌ها می‌باشد. هدف بانک حداکثر کردن ارزش حال جریان سودهای انتظاری است. بنابراین می‌توان نوشت:

$$max\ F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t F_{jt} \qquad (۳۱)$$

تابع هدف بانک عبارت است از:

$$max\ F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[r_t I_{jt} - r_t^d d_{jt} \right] \qquad (۳۲)$$

هر بانک موظف است درصدی از سپرده‌های مردم را به‌صورت ذخیره قانونی و اضافی(R) نزد بانک مرکزی و نزد خود در صندوق بانک نگهداری کند.

$$R_{jt} = rr_t d_{jt} \qquad (۳۳)$$

در این رابطه rr نرخ ذخیره قانونی و اضافی است. در ترازنامه بانک j، مجموع کل تسهیلات بانکی به‌علاوه ذخایر قانونی و اضافی باید برابر مجموع کل سپرده‌های بانکی باشد. لذا هر بانک با قید زیر روبه‌رو است:

$$I_{jt} + rr_t d_{jt} = d_{jt} \qquad (۳۴)$$

در اقتصاد ایران نرخ بهره توسط شورای پول و اعتبار زیر نظر بانک مرکزی تعیین‌شده و به‌صورت دستوری به بانک‌ها ابلاغ می‌گردد. فرض می‌شود تعیین نرخ سود بانکی با استفاده معادله زیر توسط

Archive of SID

www.SID.ir

شورای پول و اعتبار تعیین می‌شود. البته این معادله به‌گونه‌ای برای اقتصاد ایران در نظر گرفته می‌شود که با واقعیت‌های اقتصاد ایران سازگار باشد. برای این کار فرض می‌شود نرخ بهره به‌گونه‌ای رفتار می‌کند که با مقدار دوره قبل خود تفاوت چندانی نداشته باشد، بنابراین امید ریاضی شرطی نرخ بهره در دوره t بسیار نزدیک به نرخ بهره در دوره گذشته خواهد بود.

$$r_t^d = (r_{t-1}^d)^{\rho}\ (\pi_{t-1} - \bar{\pi})^{\omega(1-\rho)}\ (y_{t-1} - \bar{y})^{\Psi(1-\rho)}\ (\nu_{dt}) \qquad (۳۵)$$

در این رابطه $(\pi_{t-1} - \bar{\pi})$ مقدار انحراف تورم از مقدار هدف آن و $(y_{t-1} - \bar{y})$ مقدار انحراف تولید از مقدار هدف آن هستند. ω و Ψ پارامترهایی است که بر اساس آنها بانک مرکزی به انحرافات تورم و تولید از مقدار هدف آنها واکنش نشان می‌دهد. ρ درصدی از نرخ سود بانکی که تابعی از دوره قبل است را نشان می‌دهد که بین صفر و یک است. مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) همچنین پروین و همکاران (۱۳۹۳) از این رابطه برای تعیین نرخ سود بانکی توسط بانک مرکزی استفاده نموده‌اند. جهت سازگاری این رابطه با اقتصاد ایران، ضریب ω و Ψ تا حد امکان کوچک در نظر گرفته می‌شوند و با توجه به مقدار تخمین $\rho = 0.79$ در اقتصاد ایران، وابستگی نرخ بهره به تورم و تولید در اقتصاد ایران تقریباً ناچیز بوده و نرخ بهره تا حد زیادی با دوره قبلی خود برابر می‌گردد. با توجه به داده‌های اقتصاد ایران و ثابت بودن نرخ بهره برای دوره‌های زمانی متعدد، شاید روند معرفی‌شده در معادله حاضر به بهترین نحو بتواند شرایط واقعی اقتصاد ایران را نمایش دهد. بنابراین تغییرات نرخ بهره تنها به شوک‌های زودگذر بهره (ν_d) مرتبط می‌شود (مهرگان و دلیری، ۱۳۹۲: ۵۷).

به‌این‌ترتیب با لحاظ کردن معادله ۳۵ به‌عنوان معادله تعیین سقف نرخ بهره برای بانک‌های تجاری، مدلسازی سیستم بانکی را بیشتر به اقتصاد ایران نزدیک می‌کند. این معادله به‌عنوان یک قید در فرآیند حداکثر سازی سود بانک‌ها حضور دارد.

بانک، رابطه ۳۲ را با توجه به قیود ۳۴ و ۳۵ حداکثر می‌کند. تابع لاگرانژ به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} L = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} \Big\{ & \left[r_{t+i} I_{jt+i} - r_t^d d_{jt} \right] + \xi_{t+i} \left[(1 - rr_{t+i}) d_{jt} - I_{jt+i} \right] \\ & + \gamma_{t+i} \Big[r_{t+i}^{d} \\ & - \left(r_{t+i-1}^{d} \right)^{\rho}\ (\pi_{t+i-1} - \bar{\pi})^{\omega(1-\rho)}\ (y_{t+i-1} \\ & - \bar{y})^{\Psi(1-\rho)}\ (\nu_{dt+i}) \Big] \Big\} \end{aligned}$$

مشتقات جزئی تابع لاگرانژین شرایط مرتبه اول را به‌صورت زیر به دست می‌دهد.

$$\frac{\partial L}{\partial I_{jt}} = r_t - \xi_t = 0 \qquad (۳۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

$$\frac{\partial L}{\partial D_{jt}} = -r_t^d + \xi_t(1 - rr_t) = 0 \quad (۳۷)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \xi_t} = (1 - rr_t)d_{jt} - I_{jt} = 0 \quad (۳۸)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma_{jt}} = r_t^{\mathrm{d}} - (r_{t-1}^d)^{\rho}\,(\pi_{t-1} - \bar{\pi})^{\omega(1-\rho)}\,(y_{t-1} - \bar{y})^{\Psi(1-\rho)}\,(\nu_{dt}) = 0 \quad (۳۹)$$

رابطه ۳۶ را در رابطه ۳۷ جایگذاری می‌کنیم خواهیم داشت:

$$-r_t^d + r_t(1 - rr_t) = 0 \quad (۴۰)$$

اگر رابطه ۴۰ را در رابطه ۳۸ جایگذاری کنیم خواهیم داشت:

$$I_{jt} = \frac{r_t^d}{r_t} d_{jt} \quad (۴۱)$$

روابط ۳۹ و۴۱ روابط نهایی به‌دست‌آمده از بهینه‌سازی رفتار بانک‌های تجاری هستند.

در اقتصاد ایران نرخ بهره (سود) تسهیلات بانکی باید برابر با نرخ بهره (سود) سپرده به اضافه یک درصد سود مدیریت، یک درصد ریسک و ۲ درصد هزینه حق‌الوکاله باشد. بنابراین می‌توان نوشت (بیدآباد، ۱۳۸۴: ۴۸):

$$r_t = r_t^d + 0.04 + \nu_{rt} \quad (۴۲)$$

٤-٤. دولت و بانک مرکزی

با توجه به درجه پایین بودن استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به‌صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی نمود، بلکه باید هر دوی این دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه‌داشتن بودجه خود است و بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد همچنین به دلیل اینکه هدف بانک مرکزی کنترل تورم و افزایش رشد اقتصادی است، در کنار کمک به دولت در رسیدن به هدف خود، بانک مرکزی سعی دارد تا سیاست‌گذاری پولی در جهت رسیدن به این اهداف نیز باشد. فرض می‌شود مخارج دولت از طریق درآمدهای مالیاتی و درآمد حاصل از فروش نفت تأمین می‌گردد. در صورت توازن بودجه از طریق این دو منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نمی‌افتد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنانچه با وجود این دو منبع درآمدی، کسری بودجه اتفاق بیفتد دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی که به معنی خلق پول است کسری بودجه خود را تأمین می‌کند. با این وجود، نکته قابل‌توجه این است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به

Archive of SID

www.SID.ir

دولت نیز خود در پایه پولی منعکس می‌شود؛ از این‌رو آنچه در قید بودجه دولت به‌صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و استقراض از بانک مرکزی است (توکلیان و کمیجانی، ۱۳۹۱ : ۱۶۹). به‌این‌ترتیب بیان ریاضی قید بودجه دولت عبارت است از:

$$G_t = Tb_t + Ta_t + \tau OR_t + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \qquad (۴۳)$$

در این رابطه، M حجم پول، OR درآمد دولت حاصل از فروش نفت، τ بخشی از درآمدهای نفتی است که توسط دولت به بانک مرکزی فروخته‌شده و در بودجه دولت لحاظ می‌گردد. Ta مالیات پرداختی خانوارها و Tb مالیات پرداختی بنگاه‌ها می‌باشند. جهت سادگی این دو نوع مالیات با هم جمع شده و به‌صورت T در رابطه بعدی ظاهر می‌شوند. همانند قبل می‌توان رابطه فوق را بر حسب متغیرهای حقیقی به‌صورت زیر نوشت:

$$G_t = T_t + \tau OR_t + m_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۴۴)$$

فرض می‌کنیم مخارج دولت از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$LnG_t = \rho_G Ln(G_{t-1}) + (1 - \rho_G) Ln(\bar{G}) + \varepsilon_{Gt} \qquad (۴۵)$$

ρ_G میزان ماندگاری شوک در طول زمان است و $\bar{G}$ مقدار با ثبات مخارج دولت و ε_{Gt} نوفه سفید می‌باشد.

همچنین فرض می‌شود درآمدهای نفتی (OR) از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کنند (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۰۰-۹۹):

$$LnOR_t = \rho_o Ln(OR_{t-1}) + (1 - \rho_O) Ln(\overline{OR}) + \varepsilon_{Ot} \qquad (۴۶)$$

به‌منظور بررسی سیاست پولی بانک مرکزی از قاعده تیلور تعدیل‌شده که بر حسب نرخ رشد حجم پول تعدیل‌شده است استفاده می‌شود. فرض می‌شود ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی نرخ رشد حجم پول باشد. همچنین فرض می‌شود تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که به دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را حداقل نماید. بنابراین تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به‌صورت لگاریتم خطی به شکل زیر تعریف می‌شود (توکلیان و کمیجانی، ۱۳۹۱: ۱۷۳-۱۷۲).

Archive of SID

www.SID.ir

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} + \beta_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \beta_y \hat{y}_t \quad (۴۷)$$

در این رابطه، $\hat{m}_t$ درصد انحراف رشد پایه پولی و $\hat{\pi}_t$ درصد انحراف نرخ تورم از مقدار وضعیت پایدارها می‌باشند. همچنین $\hat{\pi}_t^*$ درصد انحراف تورم هدف از مقدار هدف آن و $\hat{y}_t$ درصد انحراف رشد تولید از مقدار هدف آن هستند. پارامتر β_π نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف نرخ تورم از مقدار هدف بوده و همچنین β_y نشانگر واکنش نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح بالقوه هستند. بر اساس این قاعده هر دوی این پارامترها بایستی منفی باشند. اگر نرخ تورم از نرخ هدف فراتر باشد بانک مرکزی نرخ رشد پایه پولی را در پاسخ به این انحراف به سمت پایین تعدیل می‌کند و بالعکس. همچنین اگر تولید از سطح بالقوه پایین‌تر باشد یعنی اقتصاد در رکود باشد، مقامات پولی می‌باید با سیاست پولی انبساطی و تحریک تقاضای کل سطح تولید را افزایش دهند (تقی نژاد عمران و بهمن، ۱۳۹۱: ۱۰).

٤-۵. تعادل عمومی

در تعادل باید همه بازارها تسویه شوند. در بازار کار رابطه ۹ عرضه نیروی کار و رابطه ۲۷ تقاضای نیروی کار بوده که در تعادل از برابری این دو رابطه بازار کار تسویه می‌شود. در بازار سپرده‌های بانکی، رابطه ۱۱ عرضه سپرده‌های بانکی از طرف خانوارها و رابطه ۴۱ تقاضای سپرده‌های بانکی از طرف بانک‌های تجاری بوده که در تعادل از برابری آنها بازار سپرده‌ها نیز تسویه می‌شود. در بازار تسهیلات بانکی رابطه۴۱ عرضه تسهیلات بانکی و رابطه ۲۰ تقاضای تسهیلات بانکی می‌باشند که برابری این دو رابطه بازار تسهیلات بانکی را تسویه می‌کند. حجم پول بر اساس قاعده سیاست پولی بانک مرکزی یعنی رابطه ۴۷ تعیین می‌گردد و از طرف دیگر رابطه ۱۰ تقاضای پول می‌باشد. از برابری این دو رابطه بازار پول تسویه می‌شود. تنها بازار کالا باقی می‌ماند که باید تسویه شود لذا شرط تسویه در بازار کالا باید به معادلات اضافه شود این شرط عبارت است از:

$$y_t + OR_t = C_t + G_t + I_t \quad (۴۸)$$

شرط تسویه بازار کالا آن است که عرضه کل (کل تولید بعلاوه درآمدهای حاصل از فروش نفت) با تقاضای کل (جمع مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی) برابر باشد.

۵. تجزیه‌وتحلیل

۵-۱. برآورد پارامترهای مدل و کالیبراسیون

نرخ استهلاک سرمایه یکی از این پارامترها است که مقدار آن نیاز به برآورد ندارد و بر اساس داده‌های اقتصاد ایران به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$$

این رابطه در وضعیت پایدار به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\overline{K} = (1-\delta)\overline{K} + \overline{I}$$

در نتیجه خواهیم داشت:

$$\delta = \frac{\overline{I}}{\overline{K}}$$

با فرض اینکه میانگین سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه بیانگر مقدار وضعیت پایدار این متغیرها باشند می‌توان نرخ استهلاک سرمایه خصوصی را به دست آورد.

نسبت‌های مورد نیاز برای کالیبراسیون الگو با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به سال‌های ۸۹-۱۳۵۷ منتشرشده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه شده‌اند. بر این اساس پارامترها و نسبت‌های باثبات با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران محاسبه‌شده و در جدول ۴ آمده‌اند.

جدول ٤: پارامترها و نسبت‌های با ثبات کالیبره شده بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

پارامتر	شرح	مقدار	منبع
δ	نرخ استهلاک سرمایه	۰,۰۴۲	ابراهیمی و همکاران (۱۳۸۹)
$\frac{\overline{T}}{\overline{G}}$	نسبت با ثبات درآمدهای مالیاتی دولت از به مخارج دولت	۰,۲۷۳	محاسبات تحقیق
$\frac{\overline{OR}}{\overline{G}}$	نسبت با ثبات درآمدهای نفتی به مخارج دولت	۰,۴۷	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
$\frac{\overline{m}}{\overline{G}}$	نسبت با ثبات حجم پول به مخارج دولت	۰/۹۷	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
$\frac{\overline{C}}{\overline{y}}$	نسبت با ثبات مصرف خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰,۶۳۴	محاسبات تحقیق
$\frac{\overline{G}}{\overline{y}}$	نسبت با ثبات مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰,۲۹	محاسبات تحقیق
$\frac{\overline{I}}{\overline{y}}$	نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰,۳۲۷	محاسبات تحقیق
$\frac{\overline{OR}}{\overline{y}}$	نسبت با ثبات درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰,۲۱۲	محاسبات تحقیق

برای برآورد سایر پارامترها از روش بیزین[1] استفاده می‌شود. در روش بیزین، انتخاب توزیع پیشین برای هر پارامتر از اهمیت خاصی برخوردار است. در جدول ۵ پارامترهایی که بایستی برآورد گردند به همراه توزیع پیشین آنها آمده‌اند.

1. Bayesian

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: ویژگی‌های توزیع پیشین پارامترهای قابل برآورد

پارامتر	توزیع پیشین	مقدار پارامتر	انحراف معیار	منبع
σ	گاما	۱,۵۷۶	۰,۰۵	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
η	گاما	۲,۸۹	۰,۰۵	طائی(۱۳۸۵)
b	گاما	۲,۳۹	۰,۰۵	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
β	بتا	۰,۹۶۵	۰,۰۰۹	کاوند(۱۳۸۸)
α	بتا	۰,۴۲	۰,۰۲	کاوند(۱۳۸۸)
ω	نرمال	۰,۰۳۲	۰,۰۵	مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)
Ψ	نرمال	۰,۰۲۵	۰,۰۵	مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)
β_π	نرمال	−۱,۴۵	۰,۰۵	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
β_y	نرمال	−۲,۳۴	۰,۱۴	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ	بتا	۰,۷۹	۰,۰۴	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
φ_P	نرمال	۴,۲۶	۰,۰۵	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
θ	نرمال	۲,۳۳	۰,۰۵	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
τ	بتا	۰,۸	۰,۰۲	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_G	بتا	۰,۹	۰,۰۴	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_m	بتا	۰,۷۹	۰,۰۲	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_z	بتا	۰,۹	۰,۰۲	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
ρ_{OR}	بتا	۰,۲۶۵	۰,۰۱	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
e_{rd}	گامای معکوس	۰,۰۰۸	∞	محاسبات تحقیق
e_r	گامای معکوس	۰,۰۵	∞	محاسبات تحقیق
e_G	گامای معکوس	۰,۰۴	∞	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
e_{or}	گامای معکوس	۰,۰۵	∞	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
e_z	گامای معکوس	۰,۰۳	∞	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)

در رویکرد بیزین، روش حداکثر درستنمایی با توزیع پیشین ترکیب می‌شود و توزیع پسین به دست می‌آید. این کار توسط روشی به نام شبیه‌سازی مونت کارلو با زنجیره مارکوف[1] (MCMC) انجام می‌گیرد. برای این کار از الگوریتم متروپلیس - هستینگز[2] (MH) استفاده می‌شود. داده‌ها با استفاده از فیلتر هدریک - پرسکات روند زدایی شده‌اند. برای تعیین مقادیر با ثبات متغیرها از فیلتر هدریک - پرسکات (HP) با $\lambda = 100$ استفاده شده است. نتایج برآورد پارامترها آن در جدول ۶ آمده است.

1. Markov Chin Monte Carlo
2. Metropolis - Hastings

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٦: نتایج برآورد پارامترهای مدل

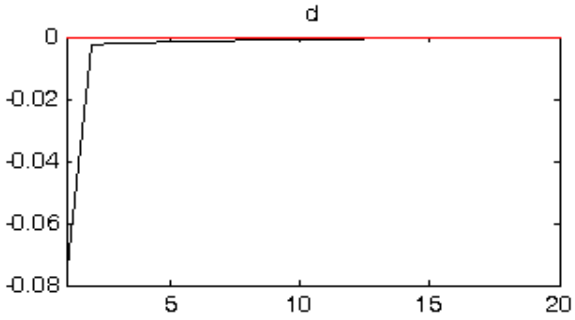
پارامتر	توزیع پیشین		توزیع پسین (مقدار برآورد شده)	
	مقدار پارامتر	انحراف معیار	مقدار پارامتر	انحراف معیار
σ	۱,۵۷۶	۰,۰۵	۱,۵۲۹	۰,۰۴۸۹
η	۲,۸۹	۰,۰۵	۲,۸۸۹	۰,۰۵۰
b	۲,۳۹	۰,۰۵	۲,۳۵۵	۰,۰۴۹۶
β	۰,۹۶۵	۰,۰۰۹	۰,۹۰	۰,۰۱۴۳
α	۰,۴۲	۰,۰۲	۰,۴۱۷	۰,۰۲۰
ω	۰,۰۳۲	۰,۰۵	۰,۰۳۱۷	۰,۰۱۰
Ψ	۰,۰۲۵	۰,۰۵	۰,۰۳۵۹	۰,۰۴۹۷
β_π	−۱,۴۵	۰,۰۵	−۱,۴۵۰	۰,۰۵۰
β_y	−۲,۳۴	۰,۱۴	−۲,۳۴۰	۰,۱۴۰
ρ	۰,۷۹	۰,۰۴	۰,۸۷۸	۰,۰۲۵۳
φ_P	۴,۲۶	۰,۰۵	۴,۲۶۱	۰,۰۵۰
θ	۲,۳۳	۰,۰۵	۲,۳۲۵	۰,۰۴۹۸
τ	۰,۸	۰,۰۲	۰,۸۰۱۲	۰,۰۲۰
ρ_G	۰,۹	۰,۰۴	۰,۸۰۱۵	۰,۰۴۴۵
ρ_m	۰,۷۹	۰,۰۲	۰,۷۹۱۴	۰,۰۲۰
ρ_z	۰,۹	۰,۰۲	۰,۸۸۷۲	۰,۰۱۸۵
ρ_{OR}	۰,۲۶۵	۰,۰۱	۰,۲۶۶	۰,۰۱۰
e_{rd}	۰,۰۰۸	∞	۰,۱۴۶۳	۰,۰۴۱۱
e_r	۰,۰۵	∞	۰,۷۸۲۴	۰,۱۰۳۷
e_G	۰,۰۴	∞	۰,۱۱۶۴	۰,۰۱۳۹
e_{or}	۰,۰۵	∞	۰,۳۳۶۷	۰,۰۴۰۴
e_z	۰,۰۳	∞	۰,۰۸۰۱	۰,۰۱۱۶

۲-۵. بررسی تأثیر شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی

در این قسمت پس از اعمال شوک مورد نظر به مدل، توابع عکس‌العمل آنی (IRF) به دست می‌آید. بنابراین مطابق با اهداف تحقیق شوک افزایش سود سپرده‌های بانکی اعمال‌شده و نتایج آن در نمودارهای ۱تا ۴ آمده است. با توجه به نمودار ۱، شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌اندازه یک انحراف معیار، مقدار سپرده‌های بانکی را به‌اندازه ۰,۰۷ درصد از مقدار با ثباتش کاهش می‌دهد. اما با شروع دوره دوم، روند افزایشی مقدار سپرده‌های بانکی شروع‌شده به‌طوری‌که تقریباً پس از گذشت ۲ سال به مقدار با ثبات خود بازمی‌گردد.

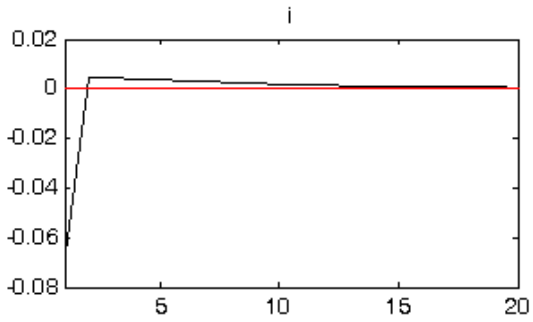
Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱: تابع عکس‌العمل آنی سپرده‌های بانکی نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی

در نمودار ۲، در اثر شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی، مقدار سرمایه‌گذاری که از محل تسهیلات بانکی تأمین مالی می‌گردد به‌اندازه ۰,۰۶ درصد از مقدار باثباتش کاهش می‌یابد. این کاهش در سرمایه‌گذاری به دلیل بالارفتن هزینه اجاره سرمایه در اثر افزایش نرخ سود بانکی است. با کاهش اثر این شوک و افزایش مقدار تسهیلات بانکی، مقدار سرمایه‌گذاری افزایش‌یافته و پس از گذشت ۲ دوره به مقدار بلندمدت خود رسیده و به میزان تقریباً ۰,۰۱ درصد از آن نیز فراتر می‌رود. پس از آن، به مرور زمان سرمایه‌گذاری به مقدار باثبات خود بازمی‌گردد.



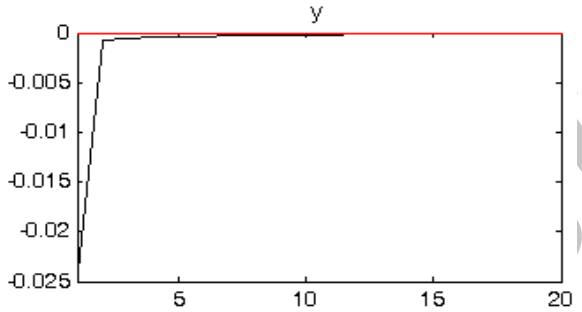
نمودار ۲: تابع عکس‌العمل آنی سرمایه‌گذاری نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی

در نمودار ۳، تابع عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی بدون نفت، در اثر شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌اندازه یک انحراف معیار نشان داده شده است. همان‌طوری که مشاهده می‌شود، در اثر این شوک، تولید بدون نفت به‌اندازه ۰,۰۲ درصد از مقدار باثبات خود کاهش می‌یابد. علت این کاهش را می‌توان به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سرمایه‌گذاری نسبت داد که در نمودار ۲ نشان داده شد. با کاهش اثر شوک، پس از گذشت دو دوره، تولید ناخالص داخلی به مقدار باثبات خود بازمی‌گردد.

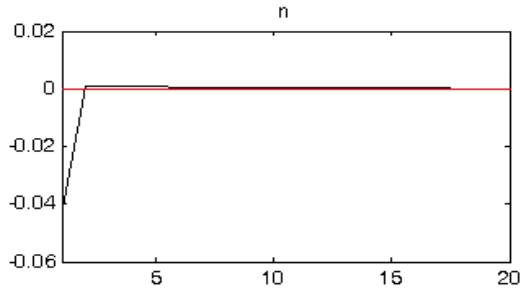
Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به نمودار ۴، در اثر شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌اندازه یک انحراف معیار، اشتغال به‌اندازه ۰,۰۴ درصد از مقدار باثبات خود کاهش می‌یابد. در حقیقت، با افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی و به‌تبع آن افزایش هزینه تولید، سرمایه‌گذاری و تولید کاهش‌یافته در نتیجه اشتغال نیز کاهش می‌یابد. همراه با از بین رفتن اثر شوک، اشتغال شروع به افزایش نموده و پس از ۲ دوره به مقدار باثبات خود بازمی‌گردد.



نمودار ۳: تابع عکس‌العمل آنی تولید ناخالص داخلی بدون نفت نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی



نمودار٤: تابع عکس‌العمل آنی اشتغال نسبت به شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی

منبع: محاسبات تحقیق

٦. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این تحقیق، در ابتدا یک الگوی تعادل عمومی برای اقتصاد ایران طراحی گردید. در طراحی این الگو عناصر اقتصاد کینزی مانند چسبندگی‌های اسمی و رقابت انحصاری لحاظ گردید. در این الگو، بخش‌های خانوار، بنگاه، بانک‌های تجاری، دولت و بانکی مرکزی در نظر گرفته شد. با بهینه‌سازی رفتار کارگزاران اقتصادی و لحاظ کردن قواعد سیاست‌گذاری دولت و بانک مرکزی مجموعاً ۱۸ معادله

www.SID.ir

و ۱۸ مجهول به دست آمد. معادلات به‌دست‌آمده به روش اهلیگ، لگاریتم خطی شدند. تخمین پارامترهای مدل به روش بیزین انجام گردید. در نهایت، شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی به مدل واردشده و توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به دست آمد. نتایج نشان داد، شوک افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی، باعث کاهش سپرده‌های بانکی و به تبع آن تسهیلات بانکی و سرمایه‌گذاری می‌شود به‌طوری‌که اشتغال و تولید را در اقتصاد ایران کاهش می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

ابراهیمی، ایلناز و شاهمرادی، اصغر (۱۳۸۹)؛ ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

ابونوری، عباسعلی؛ سجادی، سمیه السادات و محمدی، تیمور (۱۳۹۲)؛ رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، شماره ۳، ۵۲-۲۳.

بیدآباد، بیژن (۱۳۸۴)؛ اثر کاهش نرخ بهره تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران، مجله بانک و اقتصاد، شماره ۵۸، ۵۲-۴۵.

پروین، سهیلا؛ ابراهیمی، ایلناز و احمدیان، اعظم (۱۳۹۳)؛ تحلیلی بر تأثیر شوک‌های ترازنامه‌ای نظام بانکی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال ۱۴، شماره ۵۲، ۱۸۶-۱۴۹.

تقی‌نژاد عمران، وحید و بهمن، محمد (۱۳۹۱)؛ قاعده گسترش‌یافته تیلور: مطالعه موردی ایران، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۹، ۱۹-۱.

توکلیان، حسین و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۱)؛ قاعده یا صلاحدید رفتار سیاسی بانک مرکزی در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

جعفریصمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۳)، اثر تکانه‌های پولی و غیر پولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی، سال سوم، شماره ۱۰، ۳۲-۱.

جلایی، سیدعبدالمجید، جعفری، محسن و جعفری، سعید (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر توسعه مالی بر فرآیند جهانی‌شدن در اقتصاد ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی، سال سوم، شماره ۹، ۹۲-۷۵.

حسن‌زاده، علی و اکبری، طاهره (۱۳۹۰)، آزادسازی نرخ سود و اثر آن بر متغیرهای کلان، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

صمصامی، حسین و خادم غوثی، محمد فرید (۱۳۸۹)؛ اثر تسهیلات اعطایی و نرخ سود بانکی بر سرمایه‌گذاری در ایران، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، شماره ۲، ۷۸-۵۰.

طایی، حسن (۱۳۸۵)؛ تابع عرضه نیروی کار، تحلیلی بر پایه داده‌های خرد، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، شماره ۲۹، ۱۲۲-۹۳.

فخرحسینی، سیدفخرالدین؛ شاهمرادی، اصغر و احسانی، محمدعلی (۱۳۹۱)؛ چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۱۲، شماره ۱، ۳۰-۱.

کاوند، حسین (۱۳۸۸)؛ تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

کشاورزیان پیوستی، اکبر و عظیمی چنزق، علی (۱۳۸۷)؛ برآورد تأثیر آزادسازی نرخ سود (بهره) بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۱، ۵۷-۲۹.

کفایی، محمدعلی و خیراندیش، الهام (۱۳۸۹)؛ بررسی اثر تغییر نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی به روش پویای سیستمی، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، شماره ۴، ۴۱-۲۲.

www.SID.ir

کمیجانی، اکبر؛ متوسلی، محمود و پور رستمی، ناهید (۱۳۸۸)؛ چارچوب نظری تبیین عوامل مؤثر بر توسعه مالی با تأکید بر مدل ویلیامسون، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصاد، سال ۱۷، شماره ۵۰، ۲۹-۵.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹)؛ طراحی یک الگوی تعادل عمومی تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت، پژوهشنامه اقتصادی، سال ۱۰، شماره ۴، ۱۱۶- ۸۷.

مشیری، سعید و باقری‌مهر، شعله (۱۳۹۰)؛ آیا توسعه بخش مالی همچنان بر رشد اقتصادی مؤثر است؟ فصلنامه علوم اقتصادی، سال ۶، شماره ۱۲، ۱۷۸-۱۵۳.

Andries, A. M. and Capraru, B. (2012); Impact of financial liberalization on banking sectors performancefrom CEEC, PLoS ONE, 8 (3), 1-25.

Blanchard, O. J. and Kahn, C. M. (1980); The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectation, Econometrica, Vol. 48, No. 5, 1305-1312.

Gali, J. (2008); The New Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions, CREI and Universitat Pompeu Fabra.

Irelad, P. N. (2001); Money Role in the Monetary Business Cycle, Nationl Bureau of Economic Research, Working Paper, 8115.

McKinnon R. I. (1973); Money and Capital in Economic Development, The Brooking Institution.

Odhiambo, N. M. (2009); Interest Rate Liberalization and Economic Growth in Zambia: A Dynamic Linkage, African Development Review, 21 (3), 541-557.

Onwumere, J.; Okore, A. and Imo, G. (2012); The Impact of Interest Rate Liberalization on Savings and Investment: Evidence from Nigeria, Research Journal of Finance and Accounting, 3 (10), 130-136.

Archive of SID

www.SID.ir