Archive of SID

برآورد آثار پویایی بازار سرمایه بر بخش حقیقی اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل DSGE

احمد صلاح‌منش*، سید عزیز آرمن**، ابراهیم انواری*** و عبداله پورجوان****

تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۹

چکیده

بازارهای مالی به‌ویژه بورس اوراق بهادار می‌تواند پیوندهای مستحکمی با سایر بخش‌های اقتصادی داشته باشد. با بروز بحران مالی در اقتصاد جهانی، دوباره توجه اقتصاددانان به چگونگی کارکردهای بازارهای مالی معطوف شده است. هدف این پژوهش طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید با حضور پویایی بازار بورس و بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری این بازار بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران است. در این راستا یک مدل DSGE اقتصاد باز با بخش خانوارها، بنگاه‌ها، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی طراحی شده است. پویایی بازار سهام از طریق اثرات ثروت و قدرت وثیقه‌گذاری ثروت سهام بر رفتار مصرفی و قدرت اعتباری خانوارها و بنگاه‌ها مدلسازی شده است. بخش بانکی نیز به صورت رقابتی فرض شده است. پس از تصریح توابع هدف و محدودیت‌ها، تصمیمات هر بخش از شرایط بهینه‌سازی بدست آمده است. معادلات الگو با استفاده از روش لگاریتم-خطی‌سازی ساده شدند؛ سپس پارامترهای الگو با استفاده از اطلاعات فصلی ۱۳۹۳:۴-۱۳۷۶:۳ با استفاده از تکنیک بیزین برآورد شده است. یافته‌های حاصل از برآورد مدل تأثیر بازار سرمایه بر متغیرهای اقتصاد کلان را تأیید می‌کند؛ امّا به دلیل سهم ناچیز بازار سرمایه در اقتصاد ایران، این اثرات از نظر اندازه، معنادار؛ ولی از نظر مدت زمان اثرگذاری، چندان قوی و پایدار نیستند.

طبقه‌بندی JEL: E32، E52

واژه‌های کلیدی: *بازار سرمایه، اقتصاد کلان ایران، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، برآورد بیزین*

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)، (Salahmanesh@yahoo.com.au)

** استاد گروه اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

*** استادیار گروه اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

**** فارغ‌التحصیل دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد وعلوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

بازارهای مالی؛ شاملِ بازار سرمایه و بخش بانکی، قلب تپنده‌ی اقتصاد کلان هر کشوری است و کارایی[۱] آن‌ها پیش‌نیاز پیشرفت و توسعه‌ی اقتصادی به شمار می‌رود. این بازارها منابع نقدینگی را همچون خون از طریق مکانیسم‌های گوناگون به سایر بخش‌های اقتصادی، برای فعالیت جاری و سرمایه‌گذاری‌های آتی منتقل و پمپاژ می‌کنند.

نظریه‌ی اساسی چرخه‌های کسب‌وکار حقیقی[۲] (RBCs) و جریان اصلی اقتصاد با فرض عملکرد کامل بازارهای مالی، مشارکت بازارهای مالی و سرمایه در درون فرایند اقتصاد کلان را کنار می‌گذارند (برزِزینا و همکاران[۳]، ۲۰۱۰). حال آن‌که پس از دهه‌ها تمرکز بر کنترل تورم ناشی از شوک‌های نفتی در اقتصاد جهانی، سه رخدادِ بحران مالی شرق آسیا (۱۹۹۷-۹۸)، بحران دات کام اروپا و آمریکا (۰۲-۲۰۰۱) و بحران مالی جهانی ۰۹-۲۰۰۸، توجه اقتصاددانان را به شناسایی ارتباطات بین متغیرهای اقتصادی، سیاست پولی و بازارهای مالی؛ و بانک‌های مرکزی را به اهمیّت تضمین و تأمین ثبات مالی در سیستم اقتصادی معطوف کرده است (نیستیکو[۴]، ۲۰۱۲). یک رویکرد مرکزی در بسیاری از پژوهش‌های اخیر اقتصاد کلان به‌ویژه در تئوری چرخه‌ی کسب‌وکار این است که چگونه پارادایم نسخه‌های گوناگون مدل تعادل عمومی تصادفی پویا[۵] (DSGE) فرایندهای تصادفی چندمتغیره برای متغیرهای کلی اقتصاد کلان را تفسیر می‌کند؛ به‌طوری‌که بتواند نوسانات اقتصادی مشاهده شده در سری‌های زمانی کلی؛ مانند مصرف، سرمایه‌گذاری، محصول و تورم را توضیح بدهد (ریفیت و اسچورفید[۶]، ۲۰۰۰). اقتصاددانان، جریان اصلی این موضوع را در چارچوب مدل پویای کینزین جدید[۷] (DNK) با اختلالات مالی تجزیه و تحلیل می‌کنند که در آن شوک‌های قیمت‌های سهام با اثرگذاری بر ثروت خانوارها و شرایط مالی بنگاه‌ها و در نتیجه از

---

[۱] بر اساس نظر متخصصان اقتصاد مالی، کارایی بازارهای مالی به سه قسمت کارایی اطلاعاتی، عملیاتی و تخصیصی تقسیم می‌شود.

[2] Real Business Cycles
[3] Brzoza-Brzezina, Kolasa and Makarski
[4] Nistico
[5] Dynamic Stochastic General Equilibrium
[6] Reffett and Schorfheide
[7] Dynamic New Keynesian

www.SID.ir

Archive of SID

طریق مکانیسم‌های شتابگر مالی به بخش حقیقی گسترش می‌یابد (نیستیکو، ۲۰۱۲).

بر این اساس، شاخه‌ی اقتصاد کلان مالی بر روی نقش و چگونگی کارکرد پویایی و اختلالات بازارهای مالی و دارایی در عملکرد اقتصادی به‌ویژه تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری افراد و بنگاه‌ها، محصول کل و تورم و همچنین مکانیسم‌های انتقال سیاستی اثرات این پویایی‌ها متمرکز می‌شود. در سال‌های اخیر، مدل‌های تعادل عمومی بسیاری در این حوزه طراحی شده است؛ برای مثال برنانکه و گرتلر[۸] (۱۹۸۹)، برنانکه، گرتلر و گیلچریست[۹] (۱۹۹۹)، کارلستروم و فیورست[۱۰] (۱۹۹۷)، کریستیانو و همکاران[۱۱] (۲۰۰۳)، اوکی، پرودمن و ولیگی[۱۲] (۲۰۰۴)، کریستِنسن و دیب[۱۳] (۲۰۰۸) در زمینه‌ی کانال شتابگر مالی؛ هارت و مور[۱۴] (۱۹۹۴)، کیوتاکی و مور[۱۵] (۱۹۹۷)، کوچِرلاکوتا[۱۶] (۲۰۰۰)، کوردوبا و ریپول[۱۷] (۲۰۰۴)، کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰)، یاکوویلو[۱۸] (۲۰۰۵)، یاکوویلو و نری[۱۹] (۲۰۰۸)، راتو، روئگر و اینت‌ولد (۲۰۰۹) و لیو، وانگ و ژو[۲۰] (۲۰۱۰) در زمینه‌ی وثیقه‌گذاری دارایی‌ها و محدودیت‌های نقدینگی؛ گودفرند و مک‌کالوم[۲۱] (۲۰۰۷)، کوردیا و وودفورد[۲۲] (۲۰۰۹)، گرالی و همکاران[۲۳] (۲۰۰۹؛ ۲۰۱۰)، گرتلر و کرادی[۲۴] (۲۰۱۱)، گرتلر و کیوتاکی[۲۵] (۲۰۱۰)، گرتلر، کیوتاکی و

[8] Bernanke and Gertler
[9] Bernanke, Gertler, and Gilchrist
[10] Carlstrom and Fuerst
[11] Christiano et al.
[12] Aoki, Proudman, and Vlieghe
[13] Christensen and Dib
[14] Hart and Moore
[15] Kiyotaki and Moore
[16] Kocherlakota
[17] Cordoba and Ripoll
[18] Iacoviello
[19] Iacoviello and Neri
[20] Liu, Wang and Zha
[21] Goodfriend and McCallum
[22] Cúrdia and Woodford
[23] Gerali, Neri, Sessa, and Signoretti
[24] Gertler and Karadi
[25] Gertler, Kiyotaki

www.SID.ir

Archive of SID

کوئرالتو[۲۶] (۲۰۱۱) و دیب[۲۷] (۲۰۱۰) در زمینه‌ی نقش واسطه‌گرهای مالی و بخش بانکی؛ و سرانجام کاستلونو و نیستیکو (۲۰۱۰)، فانک و همکاران (۲۰۱۰)، نیستیکو (۲۰۱۲)، هولاندر و لیو (۲۰۱۵)، فائنتس آلبرو (۲۰۱۲) در حوزه‌ی اثرات ثروت بازار سهام، اهمیت نقش بازارهای مالی در اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری اقتصادی را مورد توجه قرار داده‌اند و کمک شایانی به گسترش ادبیات اقتصاد مالی کرده‌اند.

در اقتصاد ایران به صورت سنتی، بخش بانکی نقش مسلط را در نظام تأمین مالی ایفا می‌کند و بازار سرمایه، جایگاه مهمی در تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی و دولت و تخصیص بین‌دوره‌ای منابع مالی کشور ندارد (ختایی، ۱۳۸۶) و وابستگی اقتصاد و بودجه‌ی دولت در کشور به درآمدهای حاصل از صادرات و فروش نفت، روند توسعه‌ی بازارهای سرمایه را دچار وقفه کرده است (مؤتمنی، ۱۳۸۸). برای مثال، در حالی‌که بر اساس آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا. حجم کل وام‌ها و تسهیلات اعطایی بانک‌ها در سال ۱۳۹۵ بیش از ۴۳۰ هزار میلیارد تومان بوده است، مجموع مجوزهای صادر شده برای افزایش سرمایه در این سال از سوی سازمان بورس و اوراق بهادار ۲۲/۶ هزار میلیارد تومان (حدود ۵ درصد حجم تسهیلات) بوده است. در طرف تقاضای اوراق بهادار و عرضه‌ی منابع بازارهای مالی نیز خدمات سپرده‌گذاری بدون ریسک بخش بانکداری نسبت به گزینه‌های ریسکی خرید و نگهداری اوراق بهادار بازار سرمایه همواره نقش غالب را داراست. با اینکه بازده تجمعی بازار سهام، از بازده سپرده‌گذاری در بخش بانکی بیشتر است؛ امّا همواره نسبت سود تقسیمی شرکت‌های بورسی به سود سپرده بانکی کمتر از واحد بوده است. با توجه به مشکلات موجود نظام بانکی در اواسط دهه‌ی ۱۳۹۰؛ همچون پرداخت سودهای سپرده‌ی موهومی، بدهی دولت به بانک‌ها، حجم بسیار مطالبات معوق و انجماد بخشی از منابع بانکی در دارایی‌های کمتر نقدشونده، به نظر می‌رسد بازار سرمایه به ویژه بورس اوراق بهادار به عنوان دماسنج اقتصادی کشور، بتواند نقش بی‌بدیلی در جهت جذب منابع و تخصیص بهینه آن به بخش‌های مختلف تولیدی و صنعتی ایفا کند. وجود رقابت‌پذیری، شفافیت اطلاعاتی و نظارت مستمر در این بازار، می‌تواند حجم عظیم نقدینگی را

[26] Gertler, Kiyotaki, and Queralto
[27] Dib

www.SID.ir

Archive of SID

به سوی صنایع پربازده هدایت کند و در این خشکسالی مالی موجبات رشد بخش‌های اقتصادی را فراهم نماید؛ زیرا حضور هرچه بیشتر سرمایه‌های خرد مردم، بانک‌های سرمایه‌گذاری یا شرکت‌های تأمین سرمایه، صندوق‌های بازنشستگی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و دیگر نهادهای مالی سبب پویایی، عمق و تحرک بیشتر در این بازار می‌شود.

هدف پژوهش حاضر، طراحی و برآورد یک مدل DSGE با حضور بازار سرمایه برای اقتصاد ایران به روش بیزین طی دوره ۱۳۷۶:۳ تا ۱۳۹۳:۴به صورت یک اقتصاد باز کوچک است. در این پژوهش، بازارهای مالی با حضور همزمان بخش بانکی و بازار سهام مدل‌سازی می‌شود که آن را نسبت به سایر مطالعات داخلی انجام شده از جمله بیات و همکاران (۱۳۹۵)، درگاهی و هادیان (۱۳۹۵)، فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴)، احمدیان (۱۳۹۴) و مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) متمایز می‌سازد. خانوارها به دو گروه پس‌اندازکنندگان و وام‌گیرندگان تقسیم می‌شوند که علاوه مصرف و عرضه‌ی نیروی کار و تقاضای پول از طریق داد و ستد سهام و اوراق بهادار بدهی در بازار سرمایه و سرمایه‌گذاری مالی مطلوبیت کسب می‌کنند و لذا برای تصمیمات خود، بهینه‌یابی بین‌دوره‌ای همزمان انجام می‌دهند. بنگاه‌ها به چهار گروه بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالاهای نهایی (خرده‌فروشی)، تولیدکننده‌ی کالاهای واسطه‌ای (کارآفرین)، بنگاه‌های صادراتی و وارداتی تقسیم می‌شوند. بخش خرده‌فروشی در یک بازار رقابت انحصاری و سایر بنگاه‌ها در بازار رقابتی فعالیت می‌کنند. کارآفرینان از طریق دریافت وام، عرضه‌ی سهام و سودهای انباشته اقدام به تقاضای نیروی کار و کالاهای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی می‌کنند و از طریق یک تابع تولید کاب-داگلاس محصول خود را تولید و بنگاه‌های خرده‌فروشی و صادراتی می‌فروشد. فرض می‌کنیم برای خانوارهای وام‌گیرنده، دستمزدها و ثروت سهام آتی و برای بنگاه‌ها، سرمایه جاری و ارزش آتی سهامشان به عنوان وثیقه تسهیلات مورد استفاده قرار می‌گیرد. بانک‌ها از طریق جذب سپرده‌ها و فروش سهام بانک اقدام به اعطای تسهیلات می‌کنند. دولت از طریق اخذ مالیات، فروش اوراق مشارکت و فروش نفت مخارج خود را تأمین می‌کند و توازن بودجه را حفظ می‌کند. بانک مرکزی نیز بر اساس ترازنامه خود منابع پایه‌ی پولی را برابر مصارف آن قرار می‌دهد و از طریق یک قاعده‌ی صلاحدیدی روی نرخ رشد حجم نقدینگی سیاست‌گذاری خواهد کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

ساختار مقاله بدین شرح است که در بخش دوم، ادبیات موضوع و پیشینه‌ی پژوهش، پیرامون رابطه‌ی بازار مالی و مصرف و سرمایه‌گذاری بیان می‌شود. در بخش سوم اقتصادسنجی بیزین برای برآورد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ارائه شده است. بخش چهارم، پنجم و ششم به ترتیب به تصریح و الگوسازی یک اقتصاد کینزین جدید باز کوچک، حل مدل و تجزیه و تحلیل توابع ضربه-واکنش حاصل از مدل می‌پردازد و سرانجام در بخش هفتم نتیجه‌گیری و پیشنهادها آمده است.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه از طریق مصرف و سرمایه‌گذاری، اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ علاوه بر این، خود مصرف و سرمایه‌گذاری اثرات بازخوردی مهمی بر بازارهای مالی دارند (دیوید رومر، ۲۰۰۶. جلد دوم، ص ۱۳). در بازارهای سرمایه، معاملات مالی از طریق عرضه و تقاضای اوراق بهادار با تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری افراد و شرکت‌ها مرتبط شده‌اند. شرکت‌ها از طریق فروش اوراق بهادار، منابع مالی مورد نیاز خود را برای سرمایه‌گذاری تأمین می‌کنند. از سوی دیگر، افراد از طریق سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار شرکت‌ها، حقوق و مطالباتی را در خصوص بازارهای واقعی شرکت به دست می‌آورند؛ بنابراین، شرکت‌ها با تأمین مالی، سرمایه‌ی مورد نیاز برای فعالیت‌های سودآور را از طریق انتشار اوراق بهادار به دست می‌آورند و باعث می‌شوند دارایی افراد از مصرف به سمت سرمایه‌گذاری سوق پیدا کند. از آنجا که تصمیمات افراد در مورد مصرف یا سرمایه‌گذاری که بیانگر تقاضای کل اوراق بهادار است و تصمیمات شرکت‌ها در مورد سرمایه‌گذاری که بیانگر عرضه کل اوراق بهادار است، تحت تأثیر قیمت و بازده اوراق بهادار قرار می‌گیرد؛ بنابراین افراد و شرکت‌ها با توجه به عرضه و تقاضا و قیمت اوراق بهادار، می‌توانند در خصوص تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری خود تصمیم‌گیری کنند (کوپلند و همکاران، ۲۰۰۵، ص ۱۷۳). از دیدگاه اقتصاد خرد، تغییرات بازدهی بازار سهام دو اثر جانشینی و درآمدی بر مصرف ایجاد می‌کند. اثر جانشینی یک تکانه‌ی مثبت قیمت‌های سهام، کاهش مصرف جاری و هدایت منابع مازاد پس‌انداز شده به سرمایه‌گذاری و خرید اوراق بهادار به قصد کسب منفعت و افزایش مصرف دوره آتی است؛ امّا اثر درآمدی این تکانه انگیزه‌ها برای گرفتن موقعیت فروش اوراق

www.SID.ir

Archive of SID

بهادار و شناسایی ثروت تقد و تأمین مخارج مصرفی جاری را افزایش خواهد داد؛ بنابراین برآیند این اثرات، بسته به ساختار ذهنی کارگزاران اقتصادی، میل نهایی و متوسط به مصرف و الگوی پس‌انداز-مصرفی خانوارها موجب تقویت/تضعیف بازار سرمایه خواهد شد. اینروی میشکین و ایکینز[۲۸] (۲۰۰۶، ص۴) معتقدند بازارهای مالی؛ مانند بازار سهام و بازار اوراق قرضه، نقش مهمی در اقتصاد دارند؛ زیرا وجوه نقد را از افرادی که توان استفاده‌ی مولد از وجوه خود ندارند به کسانی که این توانایی را دارند، هدایت می‌کند؛ در واقع عملکرد خوب بازارهای مالی، یکی از عوامل کلیدی در تأمین رشد اقتصادی بالا است. در مقابل، بازارهای مالی با کارکرد ضعیف، یکی از دلایل فقیر ماندن بسیاری از کشورهاست؛ همچنین فعالیت بازارهای مالی به ویژه بازار سهام، آثار مستقیمی بر ثروت شخصی، رفتار بنگاه‌های تجاری و مصرف‌کنندگان و عملکرد چرخه‌ای اقتصاد دارند.

به‌طور کلی مفاهیم نظری و ادبیات موضوع در الگوهای DSGE با حضور بازارهای مالی همسو و سازگار نیستند. همان‌طور که اشاره شد از یکسو، برنانکه و گرتلر (۱۹۹۹ و ۲۰۰۱) بر ارتباط اقتصاد کلان پویایی‌های بازار سهام از طریق نرخ تورم تأکید می‌کنند. گیلچریست و لیهی (۲۰۰۱) نشان می‌دهند که هر دو مدل استاندارد DNK و مدل DSGE با اختلالات مالی، ویژگی‌های پویای چارچوب اساسی RBC را به‌خوبی تکرار می‌کنند. ککچتی و همکاران (۲۰۰۰، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) نشان می‌دهند نوسان‌پذیری اقتصاد کلان و انحراف محصول کل در واکنش به تغییرات قیمت سهام تشدید می‌شود؛ بنابراین پیشنهاد می‌کنند بانک‌های مرکزی باید نسبت به پویایی‌های بازار سرمایه حساس باشند.

کارلستروم و فیورست (۲۰۰۱) نشان می‌دهند محدودیت‌های وثیقه‌ای الزام‌آور، موجب پاسخ ناکارای اقتصاد به شوک‌های بازار سهام خواهد شد و اثرات آن بر بخش حقیقی اقتصاد گسترش می‌یابد و باعث کاهش رفاه می‌شود؛ زیرا با یک تکانه‌ی مالی، دارایی‌ها و ثروت افراد و بنگاه‌ها دستخوش تغییر شده و جریان درآمد انتظاری و شرایط ترازنامه‌ای آن‌ها را نیز دچار نوسان خواهد کرد. در این شرایط وثایق اخذ شده تأمین‌کنندگان اعتبار و وام‌دهندگان متناسب با میزان وام پیش از بروز تکانه نخواهد بود و در نتیجه هزینه‌های نظارت بر پروژه‌های تأمین اعتبار شده و ریسک نکول قراردادهای وام توسط کارآفرینان موجب انتقال اثرات

[28] Frederic S. Mishkin and Stanley G. Eakins

www.SID.ir

Archive of SID

تکانه در بازار مالی به مصرف خانوارها یا سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و محصول کل و نرخ تورم اقتصاد خواهد شد؛ امّا در سوی دیگر، مدل‌های گوناگون پویای تصادفی کینزین جدید قرار دارد که بر اثرات ثروتِ بازار سهام رویِ مصرف بر طرف تقاضای اقتصاد متمرکز می‌شوند و بنابراین از این طریق بر فعالیت‌های حقیقی اثر می‌گذارند (نیستیکو، ۲۰۱۲). در این مدل‌ها تکانه‌های بازار مالی به‌طور مستقیم بر درآمد و ثروت انتظاری و در نتیجه تغییر ترکیب مصرف بین‌دوره‌ای و تقاضای کل می‌شود. هولاندر و لیو (۲۰۱۵) یک مدل DSGE کینزین جدید با کانال قیمت سهام را طراحی کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد؛ اگرچه نوسان‌پذیری قیمت سهام اثرات ملایم اقتصاد کلان را تحریک می‌کند؛ امّا سقوط بازار سهام به طور همزمان از طریق کانال‌های انتقال چندگانه از قبیل کانال شتابگر مالی و کانال وجوه بانکی در اقتصاد انتقال می‌یابد و شکنندگی مالی ذاتی در بازار مالی مدرن و اقتصاد حقیقی را به وجود می‌آورد. فونک، پائتز و پیتلارزیک (۲۰۱۱) نوسانات چرخه‌ی کسب‌وکار در هنگ‌کنگ را از طریق یک مدل DSGE آزمون و دلالت‌های اقتصاد کلان شوک‌های ساختاری گوناگون را شناسایی می‌کنند. نتایج برآورد بیزین آن‌ها با استفاده از یک مدل DSGE اقتصاد باز کوچک بر پایه‌ی تئوری اقتصاد معاصر بر اثرات معنادار و مثبت ثروت از بازارهای سهام بر مصرف و چرخه کسب و کار تأکید می‌کند.

بیات و همکاران (۱۳۹۵) با طراحی یک مدل DSGE به مطالعه‌ی رفتار بانک مرکزی در وضعیت بی‌ثباتی مالی برای ایران پرداختند. یافته‌های کالیبراسیون و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل آن‌ها؛ بیانگر آن است که با بروز شوک قیمت سهام، واکنش ملایم بانک مرکزی به انحرافات شاخص کل قیمت سهام از سطح تعادلی آن، منجر به کاهش دامنه‌ی نوسانات اقتصادی شده و ثبات کلی اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد. درگاهی و هادیان (۱۳۹۵) با استفاده از یک مدل DSGE برای ایران نشان می‌دهند که در نظر گرفتن بخش بانکی در مدل‌سازی اقتصاد کلان، به دلیل انتقال اثرات تکانه‌ها به ترازنامه بانکها و بازخور اثرات آن در بخش حقیقی، اطلاعات بیشتری برای تحلیل نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست‌گذار فراهم می‌آورد.

www.SID.ir

Archive of SID

۳- اقتصادسنجی بیزین

در مقایسه با رویکرد سنتی، برای برآورد و آزمون‌های آماری در تکنیک بیزین پارامترها توسط ساختارهای ذهنی محقق لحاظ می‌شود. آمار بیزین بر اساس ترکیب پیشین‌ها (در مورد پارامترهای مدل) با تابع راست‌نمایی و با استفاده از داده‌های واقعی بنا نهاده شده است. تابع راست‌نمایی پنجره‌ای را برای بررسی جهان واقعی ارائه می‌کند. آمارهای بیزین به عنوان فرآیندهای یادگیری شناخته می‌شوند که در آن داده‌های قابل مشاهده‌ی Y به منظور محاسبه توزیع پسین $f(\theta|Y)$ و با فرض داشتن تابع راست‌نمایی $L(\theta;Y)$ و توزیع پیشین $f(\theta)$ مورد استفاده قرار می‌گیرد (θ یک بردار k بعدی از پارامترهای مدل است). فرآیند یادگیری بر اساس تئوری بیزین به صورت زیر رابطه ۱ می‌باشد:

$$f(\theta|Y)=\frac{f(\theta)\,\mathrm{L}(\theta;Y)}{f(Y)}\propto f(\theta)\,\mathrm{L}(\theta;Y) \qquad (۱)$$

به منظور استنباط توزیع پسین، عبارت $f(Y)=\int_{R^k} f(\theta)\,\mathrm{L}(\theta;Y)d\theta$ به عنوان یک مقدار ثابت نرمال شده در نظر گرفته می‌شود. هدف اصلی از استنباط بیزین محاسبه پارامترهای θ مربوط به تابع توزیع پسین $f(\theta|Y)$ با استفاده از اطلاعات در دسترس Y می‌باشد.

تابع توزیع پسین به منظور استنباط فاصله‌ای و نقطه‌ای در مورد θ مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ بنابراین بیزین ترکیب اطلاعات اولیه و تابع راست‌نمایی است. اگر فرض شود که هیچ اطلاعاتی نداریم؛ یعنی تابع چگالی پیشین برای مقادیر مختلف پارامترها احتمال یکسانی را ارائه کند؛ در این حالت توزیع مورد نظر یکنواخت است؛ بنابراین می‌توان گفت که هنگامی‌که اطلاعات اولیه صفر است، بیزین تبدیل به حداکثر راستنمایی می‌شود؛ لذا حداکثر راستنمایی حالت خاصی از بیزین است. حال اگر فرض شود که اطلاعات کاملاً دقیق باشد؛ یعنی اطلاعات داخل $P(\theta|Y)$ کامل باشد، در این حالت می‌توان نشان داد که تابع راستنمایی هیچ نقشی ندارد و از داده‌ها چیزی استخراج نمی‌شود؛ در این حالت بیزین تبدیل به کالیبراسیون می‌شود.

ارزیابی تابع راستنمایی برای هر مقدار معین Y و θ سه مرحله‌ی زیر را در بر می‌گیرد:

www.SID.ir

Archive of SID

اولین مرحله‌ی نوشتن مدل اقتصاد کلان تئوریک به عنوان سیستمی از معادلات انتظاری و غیر انتظاری خطی از جمله فرآیندهای تصادفی برون‌زا است. در مرحله‌ی دوم ارزیابی تابع راستنمایی، بایستی سیستم خطی مجموعه معادلات حل شود. ارزیابی تابع راستنمایی $L(\theta;Y)$ مدل DSGE با استفاده از فیلتر کالمن و با استفاده از سیستم معادلات تفاضلی که دربرگیرنده متغیرهای درون‌زای x_t و y_t و قانون حرکت فرایندهای تصادفی برون‌زا z_t است، در مرحله‌ی سوم قابل ارزیابی است.

به منظور رسیدن به توزیع پسین ضرایب، ابتداً بایستی مد پسین محاسبه شود که احتمالاً در نوک توزیع پسین است. سپس بایستی هشین در مد پسین محاسبه شود؛ بدین منظور از روش‌های بهینه‌سازی استاندارد استفاده می‌شود. در این روش بعد از حل مدل، تابع راستنمایی با استفاده از فیلتر کالمن محاسبه می‌شود. سپس الگوریتم متروپولیس هستینگز برای ایجاد کردن نمودارها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

توزیع پسین پارامترهای مدل و همه‌ی نتایج تجربی با استفاده از جعبه ابزار داینر و با استفاده از نرم‌افزار متلب بدست آمده است. الگوریتم با یک حداکثرسازی از هسته توزیع پسین شروع می‌کند و با ارزیابی ماتریس هشین در حداکثر هسته توزیع پسین دنبال می‌شود و سپس به عنوان ورودی برای اجرای اصلی الگوریتم متروپولیس هستینگز به منظور محاسبه توزیع‌های پسین پارامترهای مدل و دیگر آماره‌ها استفاده خواهد شد.

هنگامی که از شبیه‌سازی بیزین برای چگالی پسین استفاده می‌کنیم؛ بایستی در مورد مطابقت توزیع هدف با رسم‌های شبیه‌سازی شده و عدم تأثیرپذیری نتایج به وسیله مقادیر اولیه زنجیره MCMC[۲۹] اطمینان حاصل شود. همگرایی هر زنجیره و همگرایی کلی به وسیله معیار بروک و گلمن بررسی می‌شود.

پس از تصریح و حل مدل، در بخش ۶ نتایج حاصل از برآورد بیزین مدل ارائه شده است.

[29] Markov Chain Monte Carlo

www.SID.ir

Archive of SID

۴- طراحی و تصریح مدل DSGE

در مدل حاضر به پیروی از کوکران (۲۰۰۸) چارچوب قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف[۳۰] مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ با این‌حال، محیط تعادل جزئی بازار سهام مدل بین دو گروه خانوارهای متفاوت (خانوارهای پس‌اندازکننده و وام‌گیرنده) نیازمند سازگاری ثروت مالی در تابع مطلوبیت است (یاکوویلو، ۲۰۰۵؛ کریستیانو و همکاران، ۲۰۱۰ و هیتون و لیو، ۲۰۱۵). بنابراین تقاضا و قیمت‌های سهام به وسیله‌ی اثرات ثروت همزمان روی انتخاب‌های مصرف بین‌دوره‌ای، خدمات مطلوبیت مستقیم، بازده‌های سود تقسیمی و عایدات (زیان) سرمایه‌ای بازار تعیین می‌شود. به علاوه، در مورد خانوارهای وام‌گیرنده و بنگاه‌های تولیدی، ارزش سهام و ثروت مالی می‌تواند به صورت وثیقه برای دریافت وام مورد استفاده قرار گیرد.

۴-۱- خانوارها

مطلوبیت خانوارها اعم از خانوار پس‌اندازکننده (s) و وام‌گیرنده (b) نماینده از انتخاب‌های بین مصرف (c_t)، فراغت (یا H_t عرضه نیروی کار) و خدمات نقدینگی ثروت مالی به شکل سپرده‌های حقیقی مطمئن ($\frac{M_t}{P_t^c}$)، تراز حقیقی پول ($\frac{D_t}{P_t^c}$) و سبد حقیقی سرمایه‌گذاری سهام ($\frac{Q_t^{\psi}\psi_t}{P_t}$) ناشی می‌شود (برای مثال، کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵، ۲۰۱۰؛ والش، ۲۰۱۰).

۴-۱-۱- خانوارهای پس‌اندازکننده

این گروه از خانوارها نسبت به وام‌گیرندگان و کارآفرینان دارای میل نهایی به مصرف پایین‌تر هستند؛ زیرا آن‌ها از بانک‌ها وام نمی‌گیرند و نیازی به نقدینگی برای تأمین مالی مصرف ندارند و اتفاقاً منابع مازاد خود را از طریق خریداری سهام و یا سپرده‌گذاری در بانک‌ها در اختیار متقاضیان منابع قرار می‌دهند؛ بنابراین مسئله بیشینه‌سازی خانوار پس‌اندازکننده به صورت زیر خواهد کرد:

$$\mathcal{L}_{1t} = \mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^s \left[\frac{1}{1-\gamma^s} (c_t^s - \zeta c_{t-1}^s)^{1-\gamma^s} - \frac{(H_t^s)^{1+\eta}}{1+\eta} + \frac{\varepsilon_{m,t}}{1-\gamma_m} \left(\frac{M_t^s}{P_t^c}\right)^{1-\gamma_m} + Ln\left(\frac{D_t^s}{P_t^c}\right) + \varepsilon_{\psi,t} Ln\left(\frac{Q_t^{\psi}\psi_t^s}{P_t^c}\right) \right] + \quad (۲)$$

[30] Consumption-based CAPM

www.SID.ir

Archive of SID

$$\lambda_t^s\left[\frac{W_t}{P_t^c}H_t^s+\frac{R_{t-1}^d D_{t-1}^s}{P_t^c}+\frac{\left(Q_t^{\psi}+Dv_{\psi,t}\right)}{P_t^c}\psi_{t-1}^s+\frac{M_{t-1}^s}{P_t^c}+\right.$$
$$\left.\frac{R_{t-1}^b B_{t-1}}{P_t^c}-T_t^s+TR_t^s-c_t^s-\frac{D_t^s}{P_t^c}-\frac{Q_t^{\psi}}{P_t^c}\psi_t^s-\frac{M_t^s}{P_t^c}-\frac{B_t}{P_t^c}\right]$$

به‌طوری‌که پارامتر β^s عامل تنزیل زمانی ذهنی، نشانه ζ پارامتر شکل‌گیری عادات مصرفی خانوارها است؛ پارامتر γ^s ضریب ریسک‌گریزی نسبی است که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد؛ پارامتر η بیانگر عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی است؛ γ_m معکوس کشش تراز پرداخت‌های نقدی؛ $\varepsilon_{m,t}$ شوک پولی، P_t^c شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، متغیر Q_t^{ψ} تعداد سهام (بانکها و بنگاه‌ها) موجود در سبد سرمایه‌گذاری خانوار، ψ_t^s قیمت سهام در بازار است؛ بنابراین $Q_t^{\psi}\psi_t$ ارزش اسمی ثروت مالی ناشی از نگهداری سبد سهام را نشان می‌دهد؛ $\varepsilon_{\psi,t}$ شوک بازار سهام است؛ $\frac{B_t}{P_t^c}$ اوراق مشارکت منتشر شده از سوی دولت و بنگاه‌ها، R_{t-1}^d نرخ سود اسمی ناخالص سپرده‌ها و R_{t-1}^b نرخ سود اسمی ناخالص اوراق بدهی است. $\frac{W_t}{P_t^c}$ درآمد دوره‌ای دستمزد حقیقی تنظیم شده توسط بازار، $Div_{\psi,t}$ سودهای تقسیمی اسمی ناخالص بنگاه‌ها و بانک‌ها به خانوارهای سهامدار، خالص مالیات مستقیم T_t^s و یارانه‌های دریافتی TR_t^s است. شرایط مرتبه اول آن‌ها به صورت زیر است:

$$\left(\frac{D_t^s}{P_t^c}\right)^{-1}=U_{c,t}^s-\beta^s E_t\left[U_{c,t+1}^s\frac{R_t^d}{\pi_{t+1}^c}\right] \qquad \partial\left(\frac{D_t^s}{P_t^c}\right) \qquad (۳)$$

$$U_{c,t}^s-\beta^s E_t U_{c,t+1}^s\frac{R_t^b}{\pi_{t+1}^c}=0 \qquad \partial\left(\frac{B_t}{P_t^c}\right) \qquad (۴)$$

$$\left(H_t^s\right)^{\eta}=\frac{W_t}{P_t^c}U_{c,t}^s \qquad \partial(H_t^s) \qquad (۵)$$

$$\varepsilon_{m,t}\left(\frac{M_t^s}{P_t^c}\right)^{\gamma_m}=U_{c,t}^s-\beta^s E_t U_{c,t+1}^s\frac{1}{\pi_{t+1}^c} \qquad \partial\left(\frac{M_t^s}{P_t^c}\right) \qquad (۶)$$

$$\varepsilon_{\psi,t}\frac{P_t^c}{Q_t^{\psi}\psi_t^s}=U_{c,t}^s-\beta^s E_t\left[U_{c,t+1}^s\frac{R_{t+1}^{\psi}}{\pi_{t+1}^c}\right] \qquad \partial\left(\frac{Q_t^{\psi}\psi_t^s}{P_t^c}\right) \qquad (۷)$$

رابطه‌ی ۳ تقاضای سپرده، رابطه‌ی ۴ تقاضای اوراق مشارکت، رابطه‌ی ۵ عرضه نیروی کار، رابطه ۶ تقاضای پول و رابطه ۷ تقاضا برای سبد سهام در یک پرتفوی سرمایه‌گذاری ریسکی را نشان می‌دهد که از فرمولی مانند معادله قیمت‌گذاری سهام مبتنی بر مصرف پیروی می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۱-۲- خانوار وام‌گیرنده

خانوارهای وام‌گیرنده در سپرده‌های بدون ریسک سرمایه‌گذاری نمی‌کنند و به جای آن، از بانک‌ها وام و تسهیلات دریافت می‌کنند تا مصرف جاری، تقاضای پول و میزان سرمایه‌گذاری در سهام خود را تأمین مالی کنند. فرض می‌شود آن‌ها اوراق بدهی را نیز خریداری نمی‌کنند؛ علاوه بر این، با توجه به اینکه دسترسی نامحدود به وام و اعتبار وجود ندارد، خانوار وام‌گیرنده با محدودیت طرف تقاضای وام‌گیری (محدودیت وثیقه‌ای) روبرو است. اکنون مسئله خانوار وام‌گیرنده را می‌توان به صورت تابع لاگرانژین زیر بیان کرد:

$$\mathcal{L}_{2t} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^b \left[\frac{1}{1-\gamma^b} (c_t^b - \zeta c_{t-1}^b)^{1-\gamma^b} - \frac{(H_t^b)^{1+\eta}}{1+\eta} + \right.$$
$$\frac{\varepsilon_{m,t}}{1-\gamma_m} \left(\frac{M_t^b}{P_t^c}\right)^{1-\gamma_m} + \varepsilon_{\psi,t} Ln\left(\frac{Q_t^{\psi} \psi_t^b}{P_t^c}\right) \Big] + \lambda_t^b \left[\frac{W_t}{P_t^c} H_t^b + + \frac{L_t^h}{P_t^c} + \right.$$
$$\frac{\left(Q_t^{\psi} + Dv_{\psi,t}\right)}{P_t^c} \psi_{t-1}^b + \frac{M_{t-1}^b}{P_t^c} - T_t^b + TR_t^b - c_t^b - \frac{R_{t-1}^l L_{t-1}^h}{P_t^c} - \quad (۸)$$
$$\left. \frac{Q_t^{\psi}}{P_t^c} \psi_t^b - \frac{M_t^b}{P_t^c} \right] +$$
$$\lambda_t^h \left[\nu_{h,t} \left(\phi_W \frac{W_{t+1}}{P_t^c} H_t^b + (1-\phi_W) \frac{\left(Q_{t+1}^{\psi} + Dv_{\psi,t+1}\right)}{P_t^c} \psi_t^b \right) - \frac{R_t^l L_t^h}{P_t^c} \right]$$

به‌طوری‌که $\frac{L_t^h}{P_t^c}$ میزان وام دریافتی خانوارها، R_t^l نرخ بهره‌ی وام‌ها، λ_t^h ضریب محدودیت وام‌گیری، $0 \leq \phi_W \leq 1$ وزن درآمد دستمزد وام‌گیرندگان در محدودیت وثیقه‌ای، $Dv_{\psi,t}$ سود تقسیمی ثروت سهام، $\nu_{h,t}$ نسبت برونزای تصادفی وام به ارزش برای مالکان ثروت مالی یا ریسک اعتباری خانوار است که از یک فرایند AR(1) پیروی می‌کند. شرایط مرتبه‌ی اول ($FOCs$) برای این خانوارها تصمیمات بهینه‌ی آن‌ها را مشخص می‌کند.

$$U_{c,t}^b = \beta_t^b E_t \left[U_{c,t+1}^b \frac{R_t^l}{\pi_{t+1}^c} \right] + \lambda_t^h R_t^l \qquad \partial\left(\frac{L_t^h}{P_t^c}\right) \quad (۹)$$

$$\varepsilon_{m,t} \left(\frac{M_t^b}{P_t^c}\right)^{\gamma_m} = U_{c,t}^b - \beta_t^b E_t U_{c,t+1}^b \frac{1}{\pi_{t+1}^c} \qquad \partial\left(\frac{M_t^b}{P_t^c}\right) \quad (۱۰)$$

$$(H_t^b)^{\eta} = \frac{W_t}{P_t^c} U_{c,t}^b + \lambda_t^h \nu_{h,t} \phi_W E_t \left[\frac{W_{t+1}}{P_t^c} \right] \qquad \partial(H_t^b) \quad (۱۱)$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$\varepsilon_{\psi,t}\frac{P_t^c}{Q_t^{\psi}\psi_t^b} = U_{c,t}^b - E_t\left[\beta_b\left(U_{c,t+1}^b\frac{R_{t+1}^{\psi}}{\pi_{t+1}^c}\right) + \quad \partial\left(\frac{Q_t^{\psi}\psi_t^b}{P_t^c}\right)\right.$$
$$\left.\lambda_t^h R_t^l(1-\phi_w)\frac{R_{t+1}^{\psi}}{\pi_{t+1}^c}\right] \qquad (۱۲)$$

به‌طوری‌که رابطه‌ی ۹ تقاضای وام، رابطه‌ی ۱۰ تقاضای پول، رابطه‌ی ۱۱ معادله‌ی عرضه‌ی نیروی کار و رابطه‌ی ۱۲ معادله قیمت دارایی مبتنی بر مصرف خانوار وام‌گیرنده را مشخص می‌کند که پویایی ثروت سهام آن‌ها در بازار، محدودیت وثیقه‌ای وام‌گیرنده را در خود دارد؛ به‌ویژه هنگامی‌که هر دو گروه خانوارها را تجمیع می‌کنیم و معادلات (۷) و (۱۲) را با هم ترکیب می‌کنیم، تعادل قیمت بازاری سهام به‌طور فعال اثرات ثروت طرف تقاضا بر مصرف را در بر می‌گیرد و از طریق موقعیت‌های کوتاه (فروش) و بلند (خرید) هر دو گروه از خانوارها در هر دوره تعیین می‌شود.

۴-۲- بنگاه‌ها

به‌طورکلی در چارچوب اقتصاد باز، سه دسته از بنگاه‌ها فعالیت می‌کنند؛ بنگاه‌های داخلی، وارداتی و صادراتی. بنگاه‌های داخلی؛ خود به دو دسته‌ی تولیدکنندگان نهایی و تولیدکنندگان واسطه‌ای تقسیم می‌شوند. تولیدکنندگان واسطه‌ای یک کالای متمایز را با استفاده از نهاده‌های سرمایه و نیروی کار تولید می‌کنند و آن را به تولیدکننده‌ی کالای نهایی که یک طیف پیوسته‌ای از کالاهای واسطه‌ای را بدون هزینه و تنها از طریق برندسازی تولید خود استفاده می‌کند، می‌فروشد. بنگاه‌های وارداتی یک کالای همگن را از بازار خارج خریداری می‌کند؛ سپس آن را به یک کالای وارداتی متمایز تبدیل می‌کنند و آن‌ها را به خانوارهای داخلی و بنگاه‌ها می‌فروشند. بنگاه‌های صادراتی کالای نهایی داخلی را خریداری می‌کنند و با برند سازی آن را متمایز می‌کنند؛ لذا بنگاه صادراتی عرضه کننده رقابتی محصول خودش در بازار جهانی است.

۴-۲-۱- تولیدکنندگان کالاهای نهایی (بخش خرده‌فروشی)

بخش خرده‌فروشی به وسیله‌ی بنگاه‌های رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت از نوع کالو با هزینه‌های تعدیل ضمنی برای قیمت‌های اسمی (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹؛ یاکوویلو، ۲۰۰۵) مشخص می‌شود. خرده‌فروشان کالاهای سرمایه‌ای $Y_{i,t}$ را

www.SID.ir

Archive of SID

از کارآفرینان در قیمت عمدهفروشی $P_{i,t}^{w}$ در بازار رقابتی خریداری می‌کنند و بدون هیچ هزینه‌ای آن را به کالای نهایی $Y_{k,t}$ تبدیل می‌کنند. هر خرده‌فروش با یک مارک آپ بر $P_{i,t}^{w}$ محصول خود را در قیمت $P_{k,t}^{d}$ می‌فروشد که منحنی تقاضای شخصی برای کالایش توسط مصرف‌کننده را با یک کشش قیمتی تصادفی تقاضا ε_t^P مورد محاسبه قرار می‌دهد. فرض می‌کنیم که بنگاه خرده‌فروشی در هر دوره تنها با احتمال $(1-\theta_R)$ می‌تواند قیمتش را به صورت بهینه تعدیل نماید و تا زمانی‌که دوباره بتواند قیمتش را بر اساس بیشینه‌سازی تغییر دهد، با شاخص‌بندی قیمت نسبت به تورم دوره گذشته امکان تعدیل قیمت خود را خواهد داشت. پس از انجام بهینه‌یابی، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به صورت رابطه ۱۳ استخراج می‌شود.

$$\pi_t^d = \beta E_t \pi_{t+1}^d - \frac{(1-\theta_R)(1-\theta_R\beta)}{\theta_R} x_t + \varepsilon_t^P \qquad (۱۳)$$

۴-۲-۲- تولیدکنندگان کالاهای عمده فروشی (بخش کارآفرینی)

به پیروی از پژوهش وان دن‌هیول (۲۰۰۸)، گرالی و همکاران (۲۰۱۰)، کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰) و جیهل و رنی (۲۰۱۱) کارآفرینان کالاهای واسطه‌ای $Y_{j,t}$ را بر اساس یک تابع تولید کاب- داگلاس به شکل زیر تولید می‌کنند:

$$Y_{j,t} = \varepsilon_{z,t} K_{j,t-1}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha} \qquad (۱۴)$$

که $\varepsilon_{z,t}$ یک فرایند تصادفی برای عامل بهره‌وری کل یا تکنولوژی است و از یک فرایند AR(1) پیروی می‌کند. همچنین $0 < \alpha < 1$ سهم سرمایه در تولید محصول، $K_{j,t-1}$ سرمایه‌ی فیزیکی و $H_{j,t}$ نهاده نیروی انسانی است؛ به علاوه، کارآفرینان با محدودیت وام‌گیری روبرو هستند و نمی‌توانند تا بی‌نهایت از بازار مالی تأمین مالی کنند. مسئله‌ی تصمیم کارآفرین به صورت بیشینه‌سازی جریان نقد اسمی دوره‌ای $(\Omega_{j,t}^{e})$ در رابطه (۱۵) با توجه به تکنولوژی تولید (معادله ۱۴) و محدودیت وام‌گیری تعریف می‌شود. تابع لاگرانژین مسئله پیش‌روی کارآفرین به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathcal{L}_t = \max_{K_{j,t}^{e}; H_{j,t}^{e}; L_{j,t}^{e}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^e \left[\frac{\varepsilon_{z,t} K_{j,t-1}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha}}{X_{j,t}} + \frac{L_{j,t}^{e}}{P_t^d} - \frac{I_{j,t-1}^{e} L_{j,t-1}^{e}}{P_t^d} - \frac{W_t}{P_t^d} H_{j,t}^{e} - \left(K_{j,t}^{e} - (1-\delta_e) K_{j,t-1}^{e}\right) - \right. \qquad (۱۵)$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$\kappa_i\left(\frac{I_{j,t}}{K_{j,t-1}}-\delta_e\right)^2\frac{K_{j,t-1}}{(2\delta_e)}-Dv^e_{\psi,jt}\Bigg]+$$
$$\lambda^e_t\left[\nu_{e,jt}\left(\phi_k\frac{Q^k_{t+1}}{P^d_t}K_t+(1-\phi_k)\frac{Q^{\psi}_{t+1}}{P^d_t}\Psi^e_j\right)-\frac{R^l_{t-1}L^e_t}{P^d_t}\right],$$

که λ^e_t ضریب لاگرانژین محدودیت وام‌گیری کارآفرین است. شرایط مرتبه‌ی اول برای وام‌ها، سرمایه و نیروی کار، قیمت تعادل رقابتی تسویه کننده بازار سرمایه و نیروی کار را به دست می‌دهد. معادله (۱۶) معادله استاندارد تقاضای نیروی کار را به‌دست می‌دهد:

$$\frac{W_t}{P_t}=\frac{(1-\alpha)Y_{j,t}}{X_tH^e_{j,t}} \qquad (۱۶)$$

با مشتق‌گیری از تابع لاگرانژ نسبت به وام بنگاه، می‌توان قیمت سایه‌ای محدودیت وام‌گیری را بدست آورد.

$$\lambda^e_{j,t}=\frac{1}{R^l_t}-\beta_eE_t\left[\frac{P_t}{P_{t+1}}\right] \qquad (۱۷)$$

با مشتق‌گیری نسبت به سرمایه‌ی بنگاه عمده‌فروشی می‌توان به تقاضای سرمایه‌گذاری در رابطه (۱۸) دست یافت که نشان می‌دهد هزینه‌ی نهایی سرمایه، باید با تولید نهایی مورد انتظار سرمایه به علاوه هزینه نهایی تنزیل شده مورد انتظار و هزینه‌های تعدیل سرمایه برابر باشد.

$$\frac{Q^k_{j,t}}{P^d_t}=\beta^eE_t\Bigg[\left(\frac{\kappa_i}{\delta_e}\left(\frac{I_{j,t+1}}{K_{j,t}}-\delta_e\right)\frac{I_{j,t+1}}{K_{j,t}}-\frac{\kappa_i}{2\delta_e}\left(\frac{I_{j,t+1}}{K_{j,t}}-\delta_e\right)^2\right)+$$
$$\frac{Q^k_{t+1}}{P^d_{t+1}}(1-\delta_e)+\frac{\alpha Y_{j,t+1}}{X_{j,t+1}K_{j,t}}+\lambda^e_{j,t}\nu_{e,jt}\phi_k\frac{Q^k_{t+1}}{P^d_{t+1}}\Bigg] \qquad (۱۸)$$

از سوی دیگر، معادله‌ی انباشت سرمایه بنگاه، به صورت زیر است:

$$I_{j,t}=K^e_{j,t}-(1-\delta_e)K^e_{j,t-1} \qquad (۱۹)$$

که فرض می‌شود سرمایه‌گذاری بنگاه از ترکیب کالاهای تولیدی داخلی (I^d_t) و وارداتی (I^f_t) تشکیل شده است که از طریق یک جمعگر دیگسیت-استیگلیتز با هم ترکیب می‌شوند:

$$I_{j,t}=\left[(1-\alpha_i)^{\frac{1}{\eta_i}}(I^d_t)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}}+\alpha_i^{\frac{1}{\eta_i}}(I^f_t)^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}}\right]^{\frac{\eta_i}{\eta_i-1}} \qquad (۲۰)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن α_i سهم کالاهای وارداتی در سبد مخارج سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالاهای عمده‌فروشی و η_i کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی است و با بهینه‌یابی، می‌توان توابع تقاضای سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها برای کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی را به صورت زیر به‌دست آورد:

$$I_t^d = (1-\alpha_i)\left(\frac{p_t^d}{p_t^c}\right)^{-\eta_i} I_t \qquad (۲۱)$$

$$I_t^f = \alpha_i\left(\frac{p_t^{fi}}{p_t^c}\right)^{-\eta_i} I_t \qquad (۲۲)$$

هر چه کشش قیمتی تقاضا به سمت بی‌نهایت میل کند (یعنی $\eta_i \to \infty$)، کالاها نسبت به هم جانشین نزدیک‌تر و بنگاه‌های تولیدکننده‌ی داخلی، قدرت بازاری کمتری در مقابل رقبای خارجی خواهند داشت.

اکنون با استفاده از تقاضای سرمایه‌گذاری بنگاه‌های واسطه‌ای و با جایگذاری در تابع هدف، می‌توان شاخص کل قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری (p_t^i) با اجزای آن (شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی و داخلی) را به‌دست آورد:

$$(p_t^i)^{1-\eta_i} = (1-\alpha_i)(p_t^d)^{1-\eta_i} + \alpha_i(p_t^{fi})^{1-\eta_i} \qquad (۲۳)$$

۴-۲-۳- بنگاه‌های وارداتی

بنگاه وارداتی نماینده جمعگر ترکیب کالاها را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که هزینه کالای وارداتی با توجه به مقدار معین واردات (Im_t^f) حداقل شود. از حل شرایط مرتبه اول، تابع تقاضای سرمایه‌ای وارداتی ($I_t^{j,f}$) به صورت زیر بدست می‌آید:

$$I_t^{j,f} = \left(\frac{p_t^{fi}}{p_t^f}\right)^{\frac{1+\lambda_t^f}{\lambda_t^f}} I_t^f \qquad (۲۴)$$

که در آن p_t^f شاخص کل قیمت وارداتی و p_t^{fi} قیمت کالای سرمایه‌ای وارداتی بر حسب پول داخلی و برابر با $EX_t P_t^{*f}$ است که در آن P_t^{*f} قیمت کالای وارداتی بر حسب دلار و EX_t نرخ ارز اسمی و برونزا است.

۴-۲-۴- بنگاه صادراتی

هر بنگاه داخلی، کالاهای خود را هم در بازار داخلی و هم در بازار خارجی می‌فروشد. فرض می‌شود که تقاضا برای کالاهای صادراتی (exp_t) مشابه تقاضا

www.SID.ir

Archive of SID

برای محصولات داخلی است؛ لذا تابع تقاضا برای صادرات ایران در بازارهای جهانی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$exp_t = \left(\frac{p_t^e}{P_t^{*f}}\right)^{-\eta_*} c_t^* \qquad (۲۵)$$

به‌طوری‌که η_* کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و صادراتی در بازارهای جهانی است، P_t^{*f} شاخص قیمت CPI جهانی، p_t^e شاخص قیمت کالاهای صادراتی ایران در بازارهای جهانی (بر حسب دلار) و c_t^* سطح کل مصرف جهان و برابر با تولید جهانی است. از آنجا که اقتصاد ایران، در مقایسه با جهان خیلی کوچک است،؛ لذا اقتصاد جهان نسبت به اقتصاد ایران، بسته محسوب می‌شود؛ زیرا صادرات ایران سهم نسبتاً ناچیزی از کل سطح مصرف دنیا را تشکیل می‌دهد.

۴-۳- بخش بانکداری

بانک‌ها با توجه به مبادلات و مکانیسم‌های مالی، یک نقش واسطه‌ای حیاتی در مدل بازی می‌کنند. کارآفرینان و خانوارهای وام‌گیرنده، می‌توانند فقط از بخش بانک‌داری قرض بگیرند که این منابع وام‌دهی از طریق سپرده‌ها و سرمایه‌ی سهام بانک و استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی تأمین مالی می‌شود. در این پژوهش، نوآوری قابل توجه نسبت به پژوهش‌های پیشین به ویژه مقاله گرالی و همکاران (۲۰۱۰) مربوط به معرفی کانال قیمت سهام بر ترازنامه بانک در یک بازار رقابتی است؛ بنابراین سپرده‌های بانکی نه فقط ذخیره‌ی ثروت مالی بین دوره‌ای برای خانوارها هستند؛ بلکه یک کانال مستحکم تأمین وجوه مالی بانک جهت وام‌دهی ایجاد می‌کند. کارآفرینان و خانوارهای وام‌گیرنده، می‌توانند از یک بانک نماینده $j\epsilon[0,1]$ در یک محیط رقابت کامل قرض بگیرند که این منابع وام‌دهی (L_t) از طریق سپرده‌ها (D_t) و سرمایه سهام بانک (K_t^B) تأمین مالی می‌شود. در مورد دوم، فرض می‌کنیم بانک‌ها از طریق تغییرات در ارزش سهام بانک و درآمدهای کسب شده‌ی مثبت سرمایه‌ی بیشتری انباشت می‌کنند؛ علاوه بر این، یک هزینه مرتبط به عملیات ترازنامه بانک وجود دارد. یک نسبت (یا اهرم) سرمایه به دارایی تنظیمی از طریق یک تابع زیان درجه دوم کفایت سرمایه معرفی شده است؛ بنابراین، کانال سرمایه بانک، نقشی کلیدی در شرایط تعیین‌کننده عرضه اعتباری،

www.SID.ir

Archive of SID

هم بر حسب مقادیر و هم بر حسب قیمت‌ها بازی می‌کند (هیتون و لیو، ۲۰۱۵؛ درگاهی و هادیان، ۱۳۹۵).

شرایط مرتبه‌ی اول رفتار نرخ‌های سود سپرده و وام را با توجه به ساختار سرمایه بانک مشخص می‌کند:

$$(\partial D_t) \qquad r_t^d = (1 - rr_t)\lambda_t^B, \tag{۲۶}$$

$$(\partial L_t) \qquad r_t^l = \lambda_t^B - \kappa_K \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau^B\right)\left(\frac{K_t^B}{L_t}\right)^2, \tag{۲۷}$$

$$(\partial K_t^B) \qquad \frac{\kappa_K}{2}\left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau^B\right)^2 + \kappa_K \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau^B\right)\left(\frac{K_t^B}{L_t}\right)^2 = \lambda_t^B - \beta^B E_t[\lambda_{t+1}^B(1 - \delta_{\mathrm{B}})], \tag{۲۸}$$

به‌طوری‌که یک افزایش در نسبت سرمایه به دارایی نسبت به حداقل کفایت سرمایه هدف‌گذاری شده موجب تعدیل نرخ وام نسبت به نرخ سپرده و کاهش سود خواهد شد. با استفاده از روابط ۲۶ و ۲۷ و انجام برخی محاسبات داریم:

$$r_t^l = \frac{r_t^d}{(1 - rr_t)} - \kappa_K \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau^B\right)\left(\frac{K_t^B}{L_t}\right)^2 \tag{۲۹}$$

۴-۴- دولت

در اینجا به پیروی از پژوهش‌های داخلی به‌ویژه پژوهش تقی‌پور (۱۳۹۳) امیری و خیابانی (۱۳۹۴) فرض می‌کنیم دولت مخارج خود اعم از مصرفی و سرمایه‌ای (G_t)، سوبسیدها و یارانه‌های پرداختی (TR_t)، بازپرداخت وام‌ها و اوراق مشارکت دوره‌های گذشته (به ترتیب L_{t-1}^g و B_{t-1}) را از طریق مالیات‌ها (T_t)، درآمد حاصل از صادرات نفت خام ($EX_t Oil_t$)، وام‌ها و اوراق مشارکت منتشر شده دوره جاری و استقراض از بانک مرکزی (DC_t^g) تأمین مالی می‌کند و قادر به حفظ توازن بودجه است. بنابراین داریم:

$$\frac{G_t}{P_t^c} + \frac{TR_t}{P_t^c} + (1 + R_{t-1}^l)\frac{L_{t-1}^g}{P_t^c} + (1 + R_{t-1}^b)\frac{B_{t-1}}{P_t^c} \le \frac{T_t}{P_t^c} + \frac{EX_t Oil_t}{P_t^c} + \frac{L_t^g}{P_t^c} + \frac{B_t}{P_t^c} + \frac{DC_t^g - DC_{t-1}^g}{P_t^c} \tag{۳۰}$$

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۵- بانک مرکزی و سیاست پولی

ترازنامه‌ی بانک مرکزی بر حسب منابع پایه‌ی پولی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MB_t = DC_t^g + DC_t^B + EX_t FR_t \quad (۳۱)$$

که در آن MB_t پایه‌ی پولی، DC_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، DC_t^B خالص بدهی بخش بانکی به بانک مرکزی و FR_t خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است.

با تقسیم طرفین به شاخص قیمت رابطه‌ی اخیر بر حسب قیمت‌های حقیقی بدست می‌آید:

$$mb_t = dc_t^g + dc_t^B + \frac{EX_t * FR_t}{P_t^c} \quad (۳۲)$$

تغییر در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (به صورت ارزی) از رابطه‌ی زیر پیروی می‌کند که از قیمت نفت متأثر می‌شود:

$$FR_t - FR_{t-1} = Oil_t + p_t^{exp} exp_t - \frac{1}{EX_t}(p_t^{im} im_t) \quad (۳۳)$$

در واقع در رابطه با معادله فوق فرض شده است که تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به خالص ارز ورودی به کشور بستگی دارد.

همچنین پایه پولی بر حسب مرکزی مصارف مجموع پول در گردش و ذخایر بانکها نزد بانک است که بر اساس آن داریم:

$$MB_t = M_t^s + M_t^b + rr.D_t. \quad (۳۴)$$

بر این اساس، با توجه به رابطه بین پایه پولی و ضریب فزاینده نقدینگی که از نسبت نگهداری پول به سپرده (cu_t) و همچنین نسبت سپرده قانونی (rr_t) تشکیل شده است، حجم نقدینگی ($M2_t$) معادل مجموع اسکناس و مسکوک در گردش به علاوه انواع سپرده‌های می‌باشد و بنابراین داریم:

$$M2_t = \frac{1+cu_t}{cu_t+rr_t} MB_t. \quad (۳۵)$$

تابع واکنش سیاستگذار پولی (به شکل لگاریتم-خطی) به صورت زیر خواهد بود:

$$\widehat{\Theta}_t = \rho_\Theta \widehat{\Theta}_{t-1} + \kappa_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \kappa_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^\Theta \quad (۳۶)$$

که در آن $\widehat{\Theta}_t$ نرخ رشد اسمی پایه پولی، $\hat{\pi}_t$ و $\hat{y}_t$ به ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید از مقادیر وضعیت پایدارشان، κ_π و κ_y ضریب اهمیتی که

www.SID.ir

Archive of SID

سیاستگذار به ترتیب برای شکاف تورم و تولید لحاظ می‌کند و $\hat{\pi}_t^*$ بیانگر انحراف تورم هدف ضمنی از مقادیر تعادلی آن است. ε_t^{Θ} شوک سیاستگذاری پولی است که از یک فرایند تصادفی $AR(1)$ پیروی می‌کند.

۴-۶- شرایط تسویه بازار و شوک‌ها

در اینجا به پیروی از رویکرد یاکوویلو (۲۰۰۵) محدودیت جریان وجوه کارآفرین را برای بستن پویایی مدل x_t در نظر می‌گیریم:

$$\frac{Y_t}{X_t} = \frac{W_t}{P_t^d} H_t - \frac{Q_t^K}{P_t^d} I_t - \frac{R_{t-1}^l L_{j,t-1}^e}{P_t^d} + \frac{L_t^e}{P_t^d} - \zeta_\psi \frac{Q_{t-1}^\psi}{P_t^d} \Psi_t^e \qquad (۳۷)$$

بازار کالاها با شرط تسویه بازار استاندارد در بازار کالاهای نهایی بسته شده است:

$$gdp_t = c_t + i_t + g_t + \delta_B \frac{K_{t-1}^B}{P_t^c} + exp_t - \frac{Im^f}{P_t^c} \qquad (۳۸)$$

به‌طوری‌که $\delta_B K_{t-1}^B$ سهم منابع استفاده شده در مدیریت سرمایه بانک و $c_t = c_t^s + c_t^b$ مصرف کل است؛ از سوی دیگر شرط تسویه بازار نقدینگی نیز به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود که بر اساس آن کل نقدینگی موجود شامل اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و کل سپرده مشتمل بر سپرده دیداری و مدت‌دار است.

$$m2_t = m_t^s + m_t^b + d_t \qquad (۳۹)$$

۵- حل مدل

داده‌های تجربی به منظور ارزیابی تابع حداکثر راستنمایی مدل مورد نیاز است. تابع راستنمایی با استفاده از ۹ سری داده، ارزیابی شده است. سری داده‌ها که برای تخمین مدل استفاده شده است؛ شامل متغیرهای فصلی از اقتصاد ایران و دوره‌ی زمانی ۱۳۷۶:۳ تا ۱۳۹۳:۴ را پوشش می‌دهد؛ لذا حجم نمونه‌ی مورد مطالعه ۷۰ فصل است. داده‌ها از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی و شرکت بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده‌اند.

- $\hat{y}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت که با استفاده از روش فیلتر هودریک پرسکات برای داده‌های فصلی با مقدار پارامتر هموارسازی $\lambda = 1600$ به‌دست آمده است؛

www.SID.ir

Archive of SID

- $\hat{c}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم مصرف داخلی از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت که به صورت مشابه از روش هودریک پرسکات به‌دست آمده است؛
- $\hat{\imath}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (سرمایه‌گذاری) از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛
- $\hat{\pi}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم نرخ تورم بر اساس CPI از مقدار ایستای بلندمدت؛
- $\hat{k}_t^e$: سری زمانی انحراف لگاریتم انباشت سرمایه کارآفرین[۳۱] از مقدار ایستای بلندمدت؛
- $\widehat{m2}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم حجم نقدینگی از لگاریتم مقدار ایستای بلندمدت؛
- $\widehat{ex}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد (غیررسمی) از مقدار ایستای بلندمدت؛
- $\hat{q}_t^{\psi}$: سری زمانی انحراف لگاریتم شاخص بورس اوراق بهادار تهران از مقدار ایستای بلندمدت؛
- $\hat{l}_t$: سری زمانی انحراف لگاریتم کل مانده وام‌ها و تسهیلات از مقدار ایستای بلندمدت؛

جدول (۱) خلاصه آمارهای پسین منطبق را برای همه‌ی پارامترهای تخمین زده شده، گزارش می‌کند که در داخل چندین گروه ساختاری تقسیم شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترهای مدل

بخش	پارامتر	نماد پارامترها در نمودار (۵-۲)	نوع توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین
پارامترهای خانوارها	γ^{s}	$gamma_s$	گاما	۱/۵۷	۰/۴۶	۱/۳۸	۰/۱
	γ^{b}	$gamma_b$	گاما	۱/۴	۰/۰۶	۱/۳۹	۰/۰۰۴
	ζ	$zeta$	بتا	۰/۵	۰/۰۲	۰/۵۴	۰/۰۳
	ν_h	Nu_h	بتا	۰/۷۵	۰/۰۴	۰/۷۹	۰/۰۳
	γ_m	$gamma_m$	گاما	۲/۳۹	۰/۰۵	۲/۳۵	۰/۰۰۵
	η	eta	گاما	۲/۱	۰/۰۶	۲/۱۶	۰/۰۰۴
	ϕ_W	phi_w	بتا	۰/۵	۰/۰۲	۰/۵۶	۰/۰۳۷

[۳۱] برای محاسبه‌ی انباشت سرمایه از روش گریلیچز (Griliches, 1988) و کو، هلپمن و هافمستر (Coe, Helpman & Hoffmaister, 2009) استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

بخش	پارامتر	نماد پارامترها در نمودار (۵-۲)	نوع توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین
	α_c	$alpha_c$	گاما	۰/۱۱	۰/۱	۰/۰۹۴	۰/۰۰۶
پارامترهای بنگاه‌ها	θ_R	$theta_R$	بتا	۰/۷۴	۰/۰۶	۰/۶۹	۰/۰۱
	γ_p	$gamma_p$	گاما	۰/۷۱	۰/۱	۰/۷۲	۰/۰۲
	α	$alpha$	گاما	۰/۴۲	۰/۱	۰/۳۸	۰/۰۵
	δ_e	$delta_e$	گاما	۰/۰۴۶	۰/۰۲۷	۰/۰۵۵	۰/۰۱
	κ_i	$kappa_i$	گاما	۴/۰	۱/۰۲	۴/۲	۰/۳۳
	ν_e	Nu_e	بتا	۰/۵۵	۰/۰۵	۰/۵۷	۰/۰۳
	ϕ_k	phi_k	بتا	۰/۸	۰/۰۲	۰/۸۴	۰/۰۳
	α_i	$alpha_i$	گاما	۰/۳۵	۰/۱۷	۰/۳۷	۰/۰۹
سیاست پولی	κ_π	$kappa_pi$	گاما	۰/۸۹	۰/۱۲	۰/۸۶	۰/۰۶
	κ_y	$kappa_y$	گاما	۰/۳۶	۰/۱	۰/۴	۰/۰۴
ضرایب AR(1) برخی از متغیرهای درون‌زا	ρ_ψ	rho_psi	بتا	۰/۷۵	۰/۰۱	۰/۹	۰/۰۰۳
	ρ_{vh}	rho_nuh	بتا	۰/۷۵	۰/۰۱۷	۰/۸۳	۰/۰۳
	ρ_{ve}	rho_nue	بتا	۰/۷۵	۰/۰۱۴	۰/۹۲	۰/۰۰۴
	ρ_{p}	rho_p	بتا	۰/۵	۰/۵۲	۰/۶۵	۰/۰۲
	ρ_{z}	rho_z	بتا	۰/۷۵	۰/۰۰۴	۰/۹۸	۰/۰۱
	ρ_{or}	rho_or	گاما	۱/۰۰	۰/۱	۱/۰۳	۰/۰۱۵
	ρ_m	rho_m	بتا	۰/۶	۰/۰۵	۰/۵۸	۰/۰۳
	ρ_{ex}	rho_ex	گاما	۰/۷	۰/۱	۰/۷۱	۰/۰۸
	ρ_Θ	rho_theta	گاما	۰/۸۲	۰/۱۵	۰/۸	۰/۱
انحراف معیار شوک‌ها	σ_ψ	$SE_epsilon_psi$	گامای معکوس	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۱
	σ_{vh}	$SE_epsilon_nuh$	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۹	۰/۰۰۱
	σ_{ve}	$SE_epsilon_nue$	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱
	σ_p	$SE_epsilon_p$	گامای معکوس	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳
	σ_z	$SE_epsilon_z$	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۵	۰/۰۰۱
	σ_{or}	$SE_epsilon_or$	گامای معکوس	۰/۱	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۰۴
	σ_{ex}	$SE_epsilon_ex$	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰۱
	σ_{m2}	$SE_epsilon_m2$	گامای معکوس	۰/۱	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۱
	σ_Θ	$SE_epsilon_theta$	گامای معکوس	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

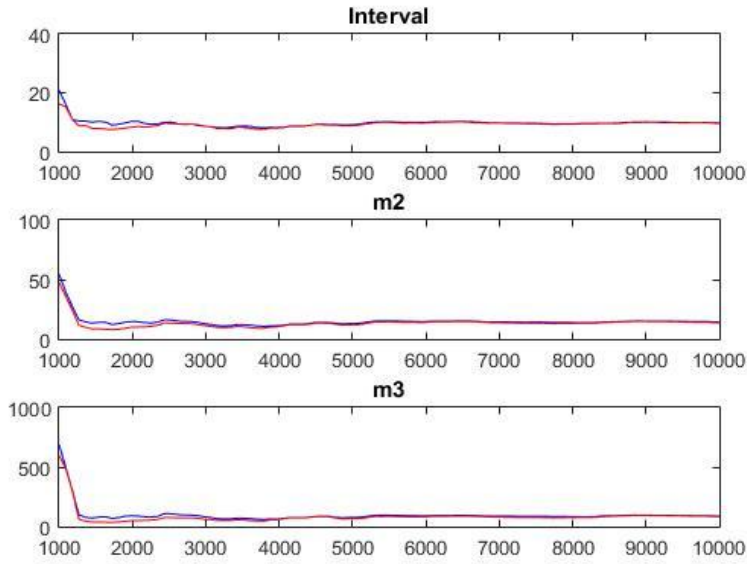
www.SID.ir

Archive of SID

در جدول ۱ میانگین و انحراف معیار توزیع پیشین، نوع توزیع پیشین، میانگین و انحراف معیار توزیع پسین پارامترها ارائه شده است. برای اکثر پارامترهای مدل، میانگین توزیع پسین نزدیک به مقدار متوسط انتخاب شده برای توزیع پیشین است که نشان دهنده‌ی انتخاب درست نوع توزیع پیشین و مقدار متوسط پیشین پارامترهاست.

در رویکرد بیزین، الگوریتم متروپولیس- هستینگز[۳۲] یکی از روش‌های زنجیره مارکوف مونت‌کارلو (MCMC) برای به دست آوردن ترتیبی از نمونه‌های تصادفی پسین از یک توزیع احتمال پیشین است که نمونه‌گیری مستقیم از آن دشوار است. این الگوریتم و سایر الگوریتم‌های زنجیره مارکوف مونت‌کارلو معمولاً برای نمونه‌گیری از توزیع‌های چند بعدی در ابعاد زیاد استفاده می‌شوند. یکی دیگر از ویژگی‌های بارز این الگوریتم، این است که برای هر تابع توزیع چگالی مشروط می‌توان یک هسته‌ی متروپولیس-هستینگز ساخت که چگالی هدف، توزیع مانای خودش (همگرا) باشد. نمودار ۱ سه نمودار تشخیصی به منظور ارزیابی همگرایی الگوریتم نمونه‌گیری متروپولیس هستینگز با توزیع نمونه‌گیری مانا است.

نمودار ۱: نمودارهای همگرایی الگوریتم متروپولیس هستینگز (بروک و گلمن (۱۹۹۸))



مأخذ: یافته‌های پژوهش

[32] Metropolis-Hastings algorithm

www.SID.ir

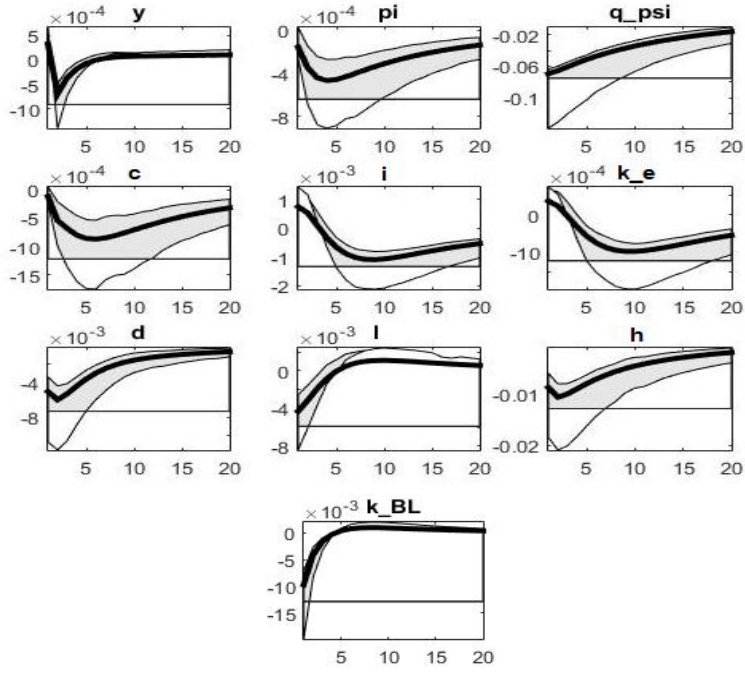
Archive of SID

محور افقی این نمودارها، تعداد تکرارهای شبیه‌سازی الگوریتم متروپولیس هستینگز را به نمایش می‌گذارد. نمودارها نشان می‌دهند که همگرایی کلی بعد از حدود ۱۰ هزار بار ترسیم، ایجاد می‌شود. نتایج برای پارامترهای انفرادی هم مانا است.

۶- تجزیه و تحلیل توابع ضربه-واکنش

واکنش برخی از متغیرهای درون‌زای اصلی مدل را به شوک‌های شاخص کل بازار بورس، شوک اعتباری به خانوارها و بنگاه‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. ابتدا در نمودار ۲ توابع ضربه-واکنش متغیرها به شوک شاخص کل بازار سرمایه ارائه شده است:

نمودار ۲: توابع واکنش آنی شوک شاخص بازار سهام



مأخذ: یافته‌های پژوهش

بروز یک شوک مثبت شاخص کل بازار سهام سبب انحراف مثبت سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه، نیروی کار و تولید کل از روند ایستای بلندمدت‌شان می‌شود و اثرات پایداری بر همه‌ی آن‌ها ایجاد می‌کند و موجب می‌شود تا آن‌ها در سطح

www.SID.ir

Archive of SID

تعادلی و بلندمدت جدیدی قرار بگیرند. از طرفی، شوک شاخص کل بازار سهام، واکنش مثبت و با تأخیر در حجم سپرده‌ها و واکنش مثبت و فزاینده وام‌ها را به دنبال دارد. مصرف نیز به شوک مثبت شاخص کل بازار سهام واکنش مثبت نشان داده و از وضعیت تعادلی خود در جهت مثبت منحرف می‌شوند و با حتی با گذشت ۲۰ دوره‌ی زمانی اثر این شوک پایدار باقی می‌ماند و موجب می‌شود تا خانوارها به سطوح جدیدتر و بالاتری از مصرف عادت کنند. نسبت سرمایه به وام بانک نیز مطابق با انتظارات به شوک مثبت شاخص کل بازار سهام واکنش مثبت نشان می‌دهد و پس از وضعیت ایستای بلندمدت خود جدا می‌شود و در سطوح تعادلی و ایستای بلندمدت جدیدی قرار می‌گیرد.

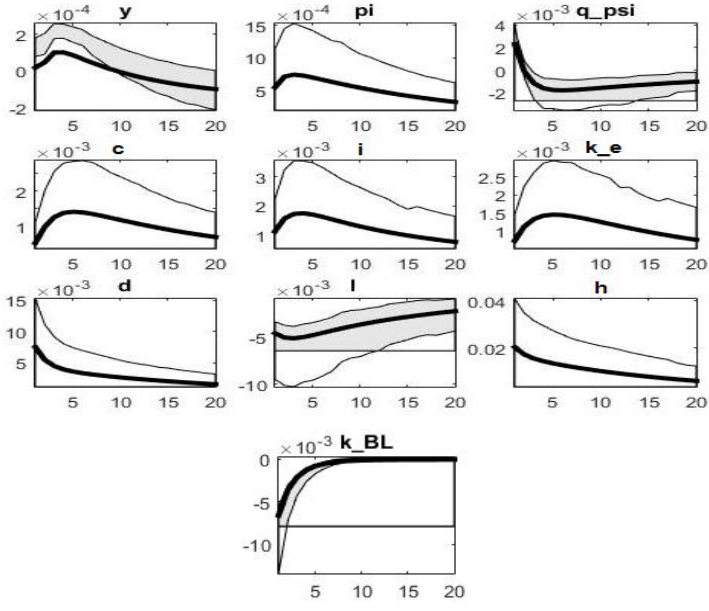
در ادامه‌ی این بخش، توابع ضربه-واکنش متغیرهای عمده درون‌زای مدل به شوک اعتباری خانوارها و بنگاه‌ها ارائه می‌شود. در شرایط کنونی اقتصاد ایران که سهم معوقات بانکی و مطالبات مشکوک‌الوصول از کل وام‌ها و تسهیلات پرداختی افزایش یافته است، شوک اعتباری به ترازنامه خانوارها و بنگاه‌ها دارای اهمیت است. نمودار ۳ توابع ضربه-واکنش متغیرهای درون‌زای مدل به شوک اعتباری خانوارها را نشان می‌دهد و با توجه به یکسان بودن واکنش متغیرها به شوک اعتباری بنگاه‌ها با نتایج حاصل از شوک خانوارها از ارائه نتایج آن صرف‌نظر شده است.

بر پایه‌ی نمودارهای ضربه-واکنش، شوک مثبت به اعتبار خانوارها سبب ایجاد انحراف مثبت مصرف، سرمایه‌گذاری، انباشت سرمایه و نرخ تورم از سطح تعادلی بلندمدت می‌شود و پس از رسیدن به یک انحراف بیشینه به تدریج به سمت سطوح اولیه‌ی تعادلی باز می‌گردند. میزان انحراف تولید از سطح تعادلی بلندمدت برای ۵ دوره مثبت است و به‌تدریج واکنش منفی به این شوک در تولید آغاز می‌شود و تا ۲۰ دوره‌ی زیر سطح تعادلی اولیه قرار می‌گیرد. حجم سپرده‌ها و اشتغال در همان دوره‌ی نخست بروز شوک به صورت مثبت از سطح تعادلی بلندمدت منحرف می‌شوند؛ امّا به‌تدریج به سمت سطوح تعادلی بلندمدت پیشین باز می‌گردند.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۳: توابع واکنش آنی شوک اعتباری خانوارها



مأخذ: یافته‌های پژوهش

میزان دریافت وام و تسهیلات در بخش خانوار کاهش می‌یابد و بانک‌ها به دلیل ناتوانی در ارزیابی وضعیت ریسک خانوارها و مسأله انتخاب نامناسب حجم تسهیلات پرداختی را ۰/۵ درصد در دوره‌ی نخست از سطح اولیه کاهش می‌دهند؛ امّا به‌تدریج تا ۲۰ دوره میزان تسهیلات اعطایی به سمت سطح تعادلی بلندمدت اولیّه افزایش می‌یابد. با تقویت پیوندهای میان بازار سرمایه و بانک‌ها، مردم می‌توانند نگران تأمین وثایق برای دریافت وام‌ها نخواهند بود و لذا با یک شوک مثبت اعتباری، آن‌ها می‌توانند مسیر مصرف خود را هموار کنند. در این شرایط، تقاضا برای خرید اوراق بهادار قابل توثیق افزایش می‌یابد و موجب انحراف شاخص کل بازار سهام از وضعیت تعادلی بلندمدتش خواهد شد و این اثر با افت‌وخیز تا پایان دوره باقی خواهد ماند.

سرانجام یک شوک اعتباری مثبت به بنگاه‌ها نیز نخست موجب بروز واکنش‌های قابل توجه‌تری از نظر اندازه در متغیرهای اقتصاد کلان می‌شود؛ و دوم اینکه مدت زمان تعدیل متغیرها به سمت سطوح تعادلی بلندمدت‌شان افزایش می‌یابد؛ بنابراین اقدامات حمایتی دولت، بانک مرکزی و سازمان بورس در توسعه‌ی معاملات، ابزارها، فعالان و نهادهای بازار سرمایه که سبب تقویت ترازنامه و توان

www.SID.ir

Archive of SID

مالی بنگاه‌ها می‌شود، اثرات بازخوردی مهمی بر تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال، موجودی سرمایه، حجم سپرده و تسهیلات خواهد گذاشت؛ لذا پیشنهاد می‌شود؛ دولت هم‌پای رفع مشکلات بخش بانکی توسعه و رشد بازار سرمایه اعم از بازار بدهی و سهام را مورد توجه قرار دهد.

۷- نتیجه‌گیری

در این پژوهش، یک مدل DSGE طراحی شده با استفاده از داده‌های واقعی اقتصاد ایران، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۶:۳ تا ۱۳۹۳:۴ با استفاده از روش اقتصادسنجی بیزین، برآورد گردید و اعتبار نتایج حاصل مورد آزمون قرار گرفت؛ بدین منظور اقدامات زیر صورت پذیرفته است:

۱. در ابتدای مرحله‌ی برآورد، میانگین توزیع پیشین پارامترها برابر با مقادیر کالیبره شده و اخذ شده از سایر مطالعات داخلی و خارجی قرار گرفته است.
۲. نمودارهای توزیع پسین پارامترها، فرمی متقارن و هموار دارد که بیانگر انتخاب مناسب توزیع پارامترهاست.
۳. بر پایه‌ی معیارهای بروک و گلمن (۱۹۹۸) در روند تولید داده‌های تصادفی، همگرایی مشهود است.

نتایج توابع ضربه-واکنش، حاصل از برآورد مدل برای شوک شاخص کل بازار بورس، شوک اعتباری خانوارها و بنگاه‌ها عبارتند از:

بازار سرمایه بر متغیرهای حقیقی اقتصاد؛ مانند مصرف کل خانوارها، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه بنگاه‌ها، تولید، عملکرد بخش بانکی و بر متغیرهای اسمی مانند تورم، دستمزد، قیمت سرمایه فیزیکی تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین دولت و مقامات پولی؛ باید مکانیسم کانال شتابگر مالی را در ارزیابی پیامدهای سیاستی مورد توجه قرار دهند؛ زیرا در صورت وارد شدن یک شوک به اقتصاد ایران، این کانال می‌تواند موجب تقویت و گسترش اثرات شوک اولیه بر اقتصاد شود و اثر سیاست‌های اقتصادی و پولی و مالی را تقویت یا تحدید کند. به دلیل نقش مسلط بانک‌ها در ایفای نقش واسطه‌گری مالی و تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران، تضعیف ترازنامه‌ی بانک‌ها اثرات رکودی برجای گذاشته است و محدودیت‌های نقدینگی را شدت بخشیده است. در این شرایط بازار سرمایه می‌تواند با تقویت ابزارها و نوآوری‌های نوین مالی،

www.SID.ir

Archive of SID

بخشی از وظایف بانک‌ها را انجام دهد و سرمایه‌سازی از تسهیلات بانکی به سمت
سرمایه‌سازی بازاری سوق یابد.

شوک اعتباری خانوارها و بنگاه‌ها، موجب ایجاد انحراف در مصرف، سرمایه‌گذاری، انباشت سرمایه و نرخ تورم از سطح تعادلی بلندمدت می‌شود. حجم سپرده‌ها و اشتغال در همان دوره‌ی نخست بروز شوک از سطح تعادلی بلندمدت‌شان به صورت مثبت منحرف می‌شوند؛ ولی به سرعت این اثر تخلیه می‌شود. میزان دریافت وام و تسهیلات کاهش می‌یابد و بانک‌ها به دلیل ناتوانی در ارزیابی وضعیت ریسک متقاضیان وام، با تضعیف ترازنامه روبرو می‌شوند و در دوره‌های آتی اثرات رکودی بر جای می‌گذارد و میزان انحراف تولید از سطح تعادلی بلندمدت منفی می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

۱. احمدیان، اعظم. (۱۳۹۴). «مدلسازی هجوم بانکی در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران». *مجله‌ی علمی‌پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، دوره‌ی ۷، شماره‌ی ۱۴، صص ۱-۲۷.

۲. بانک مرکزی ج.ا.ا. (۱۳۹۴). بانک اطلاعات سری زمانی، حسابهای ملی ایران.

۳. بیات، مرضیه، زهرا افشاری و حسین توکلیان. (۱۳۹۵). «سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE». *فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره‌ی ۲۴، شماره‌ی ۷۸، صص ۱۷۱-۲۰۶.

۴. تقی‌پور، انوشیروان. (۱۳۹۳). «تنظیم مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران جهت سیاستگذاری و پیش‌بینی سیکل‌های تجاری». *موسسه توسعه و تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*.

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

۶. خیابانی، ناصر و حسین امیری. (۱۳۹۳). «جایگاه سیاست‌های پولی و مالی با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE». *فصلنامه‌ی پژوهشنامه اقتصادی*، شماره‌ی ۱۴. دوره‌ی ۵۴. صص ۱۳۳-۱۷۳.

۷. درگاهی، حسن و مهدی هادیان. (۱۳۹۵). «ارزیابی تکانه‌های پولی و مالی با تأکید بر تعامل ترازنامه‌ی نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد DSGE». *فصلنامه‌ی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره‌ی ۳. شماره‌ی ۱. صص ۱-۲۸.

۸. فرزین‌وش، اسداله، محمدعلی احسانی و هادی کشاورز (۱۳۹۴). «اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعه‌ی موردی: اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک)»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره‌ی ۵۰، شماره‌ی ۲، صص ۴۱۵-۴۴۷.

۹. کوپلند، توماس. ای، جان فِرد وستون و کولدیپ شاستری. (۲۰۰۵). *تئوری‌های مالی، مدیریت مالی پیشرفته*. ترجمه‌ی رضا تهرانی و عسگر نوربخش. تهران: نشر نگاه دانش.

۱۰. مهرگان، نادر و حسن دلیری. (۱۳۹۲). «واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE». *فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره‌ی ۲۱، شماره‌ی ۶۶، صص ۳۹-۶۸.

۱۱. میشکین، فردریک و استانلی ایکینز. (۲۰۰۶). *بازارها و نهادهای مالی*. ترجمه‌ی حمید کردبچه. چاپ اول، تهران: انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

www.SID.ir

Archive of SID

1. Adrian, T. & HS. Shin. (2011). Financial Intermediaries and Monetary Economics. In: Friedman, B.M., Woodford, M. (Eds.), Handbook of Monetary Economics vol. 3A. Elsevier B.V., Amsterdam (Ch. 12).
2. An, S. & F. Schorfheide. (2007). Bayesian Analysis of DSGE Models. Econometric Reviews. Taylor & Francis Journals, 26(2-4): 113-172.
3. Bernanke, B., Gertler, M. & S. Gilchrist. (1999). The Fnancial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In: Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds.), 1st edition Handbook of Macroeconomics vol. 1. Elsevier Science B.V., Amsterdam, pp. 1341–1393 (Ch. 21).
4. Bernanke, BS. & M. Gertler. (1989). Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations. American Economic Review, 79(1):14–31.
5. Brzoza-Brzezina, M., Kolasa, M. & K. Makarski. (2011). The Anatomy of Standard DSGE Models with Financial Frictions. National Bank of Poland Working Papers, no. 80.
6. Calvo, G. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. J. Monet. Econ. 12 (3): 383–398.
7. Carlstrom, Ch. & T. Fuerst. (1997). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis. American Economic Review, 87(5):893–910.
8. Castelnuovo, E. & S. Nisticò. (2010). Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model For The US. J. Econ. Dyn. Control. 34 (9): 1700–1731.
9. Cecchetti, S., Lam, P. & N. Mark. (1993). The Equity Premium and the Risk-free Rate: Matching the Moments. Journal of Monetary Economics, 31: 21-45.
10. Chang, Y., Kim, SB., & F. Schorfheide. (2010). Financial Fricitions, Aggregation and the Lucas Critique. Working Paper, URL: http://www.crei.cat/files/filesActivity/34/schorfheide.pdf.
11. Christensen, I. & A. Dib. (2008). The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model. Review of Economic Dynamics, 11(1):155–178.
12. Christensen, I., Corrigan, P., Mendicino, C., & S. Nishiyama. (2009). Consumption, Housing Collateral, and the Canadian Business Cycle. Bank of Canada, Working Papers, no. 9-26.
13. Christiano, L. & M. Eichenbaum. (1992a). Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism. American Economic Review, 82(2): 346-353.
14. Christiano, L., Ilut, C., Motto, R. & M. Rostagno. (2008). Monetary Policy and Stock Market Boom-Bust Cycles. Working Paper Series No. 995. European Central Bank.

www.SID.ir

Archive of SID

15. Christiano, L., Motto, R. & M. Rostango. (2010). Financial Factors in Business Cycles. Working Paper Series No. 1192. European Central Bank.
16. Cochrane, J.H. (2008). Financial Markets and the Real Economy. In: Mehra, R. (Ed.), Handbook Of The Equity Risk Premium. Elsevier B.V., Amsterdam, PP. 237–325 (Ch. 7).
17. Coe, DT., Helpman, E. & AW. Hoffmaister. (2009). International R&D Spillovers and Institutions. European Economic Review, 53(7): 723-741.
18. Cordoba, J. & M. Ripoll. (2004). Credit Cycles Redux. International Economic Review, 45(4):1011–1046.
19. Cúrdia, V, M. & Woodford. (2009). Credit Frictions and Optimal Monetary Policy. BIS Working Papers, no. 278.
20. De Walque, G., Pierrard, O. & A. Rouabah. (2010). Financial (in)Stability, Supervision and Liquidity Injections: a Dynamic General Equilibrium Approach. The Economic Journal, 120: 1234-1261.
21. Dib, A. (2010): Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles. Bank of Canada, Working Papers, No.10–24.
22. Funke, M., Paetz, M. & E. Pytlarczyk. (2011). Stock Market Wealth Effects in an Estimated DSGE Model for Hong Kong. Economic Modelling, 28(1): 316-334.
23. Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. & FM. Signoretti. (2010). Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. J. Money Credit Bank. 42 (6): 107–141.
24. Gertler M. & N. Kiyotaki. (2010). Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis. In: Woodford BM (Ed.). Handbook of Monetary Economics, Chapter 11 (pp. 547–599). Elsevier.
25. Goodfriend, M. & BT. McCallum. (2007). Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration. Journal of Monetary Economics, 54(5):1480–1507.
26. Gregory, A. & G. Smith. (1990). Calibration as Estimation. Econometrics Reviews, 9: 57–89.
27. Griliches, Z. (1988). Productivity Puzzles and R&D: Another Nonexplanation. Journal of Economic Perspectives. 2: 9-21.
28. Hollander, H. & G. Liu. (2015). The Equity Price Channel in a New-Keynesian DSGE Model with Financial Frictions and Banking. 29. Economic Modelling 52 (B): 375–389.
30. Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle. Am. Econ. Rev. 95 (3): 739–764.
31. Jehle, G. A. & P. J. Reny. (2011). Advanced Microeconomic Theory, 3rd Edition. Prentice Hall, Financial Times.
32. Kiyotaki, N. & J. Moore. (1997). Credit Cycles. Journal of Political Economy 105 (2): 211-248.

www.SID.ir

Archive of SID

33. Kydland, F. & E. Prescott. (1991). The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles. Scandinavian Journal of Economics, 93(2): 161-178.
34. Markovic, B. (2006). Bank Capital Channels in the Monetary Transmission Mechanism. Working Paper, No. 313. Bank of England.
35. Meier, A. & GJ. Müller. (2006). Fleshing Out the Monetary Transmission Mechanism-Output Composition and the Role of Financial Frictions. Journal of Money, Credit and Banking, 38(8):2099–2134.
36. Nistico, S. (2012). Monetary policy and stock-price dynamics in a DSGE framework. Journal of Macroeconomics 34: 126-146.
37. Romer, D. (2006). Advanced Macroeconomics. New York: McGraw-Hill.
38. Schorfheide, F. (2000). Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models. Journal of Applied Econometrics, 15(6): 645-670.
39. Smets, F. & R. Wouters. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: a Bayesian Approach. Am. Econ. Rev. 97 (3): 586–606.
40. Uhlig, H. (2007). Explaining Asset Prices with External Habits and Wage Rigidities in a DSGE Model. Am. Econ. Rev. Am. Econ. Assoc. 97 (2): 239–243.
41. Van den Heuvel, SJ. (2008). The Welfare Cost of Banking Capital Requirements. J. Monet. Econ. 55 (2): 298–320.
42. Walsh, CE. (2010). Monetary theory and policy, 3rd edition. The MIT Press, Cambridge.
43. Wei, C. (2010). Inflation and Stock Prices: no Illusion. J. Money Credit Bank. 42: 325–345.
44. Woodford, M. (2012). Methods of policy Accommodation at the Interest-Rate Lower Bound. Jackson Hole Symposium, the Changing Policy Landscape, August 31-September 1, 2012.

www.SID.ir