فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۲۰، زمستان ۱۳۹۵
صفحات: ۳۳-۶۱

بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام (با در نظر گرفتن اثر ثروت رونق بازار سهام) در چارچوب یک مدل DSGE

مرضیه بیات[1*]
زهرا افشاری[2]
حسین توکلیان[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۵

چکیده

در این تحقیق به‌منظور بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام و همچنین بررسی اثر ثروت افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و متغیرهای کلان اقتصادی، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) طراحی گردید و توابع واکنش آنی متغیرها در برابر شوک تکنولوژی، شوک مخارج مصرفی دولت، شوک پولی و شوک شاخص کل قیمت سهام تحت دو سناریو بانک مرکزی بررسی شد. بر اساس سناریو اول، بانک مرکزی تنها به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر حجم پول واکنش می‌دهد و بر اساس سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم به شکاف شاخص کل قیمت سهام نیز واکنش می‌دهد. نتایج توابع واکنش متغیرها در برابر یک انحراف معیار شوک شاخص کل قیمت سهام نشان می‌دهد، در لحظه شوک، تورم تحت هر دو سناریو افزایش داشته اما مصرف و تولید تحت هر دو سناریو بانک مرکزی ابتدا کاهش‌یافته و سپس شروع به افزایش می‌کنند؛ بنابراین مشاهده می‌شود اثر ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و در نتیجه تولید با تأخیر و اندازه کوچک ایجاد می‌شود و در این حالت اگر بانک مرکزی بر اساس سناریو دوم عمل نماید و با کاهش حجم پول به نوسانات شاخص کل قیمت سهام واکنش نشان دهد موجب تغییرات بیشتر متغیرها خواهد شد. لذا توصیه می‌شود به دلیل اینکه افزایش شاخص کل قیمت سهام اثر سریع و قابل‌ملاحظه‌ای بر مصرف و تولید نشان نمی‌دهد، بانک مرکزی در زمان رونق بازار سهام به منظور ثبات مالی و اقتصادی سعی در کاهش حجم پول (به‌عنوان ابزار سیاستی) ننماید.

کلیدواژه‌ها: شاخص کل قیمت سهام، اثر ثروت، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: C22 ,E32 ,E52.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه الزهرا (*نویسنده مسئول) **Email:** Marzeyeh_bayat@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا **Email:** afsharizah@ gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی **Email:** tavakolianh@gmail.com

۱. مقدمه

بازار مالی به‌عنوان یکی از کانال‌های تأمین مالی و تخصیص منابع در اقتصاد می‌تواند نقش مهمی در تعادل عمومی اقتصاد و انتقال شوک‌های اقتصادی در جامعه ایفا نماید. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و از سایر بخش‌ها تأثیر می‌پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله پول می‌باشد. در واقع پول، هم به‌عنوان یک متغیر سیاستی در سطح کلان و هم به‌عنوان بخشی از سبد دارایی فرد می‌تواند شاخص سهام را تحت تأثیر قرار دهد و از سوی دیگر نیز تغییر شاخص قیمت سهام می‌تواند با اثر بر مخارج مصرفی (از طریق اثر ثروت) و مخارج سرمایه‌گذاری (از طریق تئوری Q توبین) بر حجم فعالیت‌های اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها اثرگذار باشد؛ بنابراین درک نحوه تأثیر سیاست پولی بر حوزه وسیع‌تری از اقتصاد، ضرورتاً مستلزم آگاهی از اثر اقدامات سیاستی بر بازارهای مالی مهم و چگونگی تغییرات قیمت دارایی‌ها در این بازارها است که به‌نوبه خود رفتار خانوارها، بنگاه‌ها و سایر تصمیم‌گیرندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

لذا لازم است بانک مرکزی در تعیین ابزارهای پولی خود و اعمال سیاست پولی به تغییرات قیمت دارایی‌ها (قیمت سهام) و یا به بی‌ثباتی آن توجه نماید. همچنین از آنجا که بازارهای سهام مستعد به وجود آمدن حباب هستند، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند نوسان در قیمت‌های سهام را بررسی کنند و در صورت وجود حباب برای جلوگیری از آشفتگی در بازارهای مالی که باعث به وجود آمدن شکاف بین فعالیت‌های بخش واقعی و بخش مالی می‌شوند، در اقتصاد دخالت کنند؛ بنابراین سیاست پولی می‌تواند به‌عنوان یک اقدام احتیاطی که نوسانات شدید در قیمت دارایی‌ها را کاهش می‌دهد، ملاحظه شود(کشاورز حداد، ۱۳۸۴: ۱۵۲-۱۵۶).

با نگاهی به وضعیت بازار اوراق بهادار در ایران مشاهده می‌شود در سال‌های اخیر، بازار سهام ایران در معرض نوسانات افزایشی و کاهشی قیمت سهام قرار داشته است. شاخص کل قیمت بورس و ارزش جاری بازار سهام[1] نیز که یکی از شاخص‌های منتشرشده می‌باشد و به نوعی نشان‌دهنده ثروت سهام‌داران است، طی سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۲ که در واقع دوران فعالیت بی‌وقفه بورس اوراق بهادار تهران پس از انقلاب است، نوسانات و تغییرات عمده‌ای داشته است. به‌طوری‌که این دو شاخص بر اساس آمار سازمان بورس اوراق بهادار[2] به ترتیب به‌طور متوسط ۶۶ و ۵۰ درصد طی دوره مطرح‌شده رشد داشته است. نتیجه‌ای که از ارقام مطرح‌شده می‌توان به دست آورد این است که اهمیت بخش بازار سرمایه در کل اقتصاد در حال افزایش است و این توان بالقوه را دارد که در آینده به‌عنوان یکی از

۱. ارزش جاری بازار سهام برابر با حاصل‌ضرب تعداد سهام در قیمت جاری سهام منتشرشده توسط شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس است.

2. www.iranbourse.com

مهم‌ترین کانال‌های تأمین مالی و تخصیص منابع در اقتصاد تأثیرگذاری بالایی داشته باشد. لذا لازم است سیاست‌گذاران از چگونگی اثرگذاری این بازار بر اقتصاد آگاه بوده و در مواقع ضروری با اعمال سیاست مناسب مانع از بی‌ثباتی مالی و در نتیجه بی‌ثباتی اقتصادی شوند.

در این پژوهش با بررسی مطالعات انجام‌شده در زمینه رابطه سیاست پولی و بازار سهام در اقتصاد ایران دو سؤال مطرح می‌شود. اول، آیا ارتباط مثبت و معناداری بین تغییرات حجم پول و قیمت‌های سهام در اقتصاد ایران وجود دارد؟ برای پاسخ به این سؤال باید اثر شوک حجم پول بر شاخص کل قیمت سهام مورد توجه قرار گیرد.

از سوی دیگر، بر اساس مبانی نظری، افزایش قیمت سهام از طریق دو کانال اثر بر سرمایه‌گذاری و اثر بر مصرف (از طریق اثر ثروت) بر اقتصاد مؤثر است. با وجود این‌که تأثیر نوسانات قیمت سهام بر سمت عرضه و بخش حقیقی اقتصاد (از طریق کانال سرمایه‌گذاری) در مقیاس بزرگ توجه شده است، اما توجه کمتری به تحلیل نقش واکنش سمت تقاضا (که از طریق اثر ثروت بر مصرف خانوار عمل می‌کند) شده است. بر اساس تئوری‌ها، مصرف به ارزش فعلی درآمد طول عمر بستگی دارد و سهام بیان‌کننده جز مهمی از کل ثروت است. لذا افزایش در ثروت (سهام)، می‌تواند به افزایش رشد مخارج مصرفی منجر شود که این کانال از طریق نظریه چرخه زندگی مودیگیلیانی و نظریه درآمد دائمی فریدمن توجیه می‌شود[۱].

در این مطالعه با در نظر گرفتن کانال ثروت، سؤال دوم تحقیق را می‌توان این‌گونه مطرح نمود که آیا اثر ثروت ناشی از افزایش قیمت سهام بر مصرف به اندازه‌ای است که منجر به افزایش تولید و تورم گردد؟ در این صورت وظیفه بانک مرکزی برای حفظ ثبات اقتصادی چیست؟ جهت پاسخ به این سؤال اثر شوک شاخص کل قیمت سهام بر مصرف، تولید و تورم تحت دو سناریو بانک مرکزی بررسی می‌گردد. بر اساس سناریو اول، بانک مرکزی تنها به نوسانات تولید و تورم از سطح تعادلی آنها از طریق تغییر حجم پول واکنش نشان می‌دهد و بر اساس سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم شکاف شاخص کل قیمت سهام را نیز در تابع واکنش خود لحاظ می‌کند.

ساماندهی مقاله به این شکل است که در بخش دوم مطالعه، تئوری‌های مربوط با مصرف و اثر ثروت مطرح‌شده سپس در بخش بعد مروری بر مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با پژوهش حاضرشده است. در بخش سوم، تصریح مدل در سایر بخش‌ها آورده شده و در بخش پنجم داده‌های آماری و برآورد پارامترها و در نهایت تجزیه‌وتحلیل نتایج برآورد مطرح‌شده است.

---

۱. قیمت دارایی‌ها می‌تواند از کانال‌های دیگر همچون از طریق Q توبین بر سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های حقیقی اثر داشته باشد. در این مطالعه تنها کانال اثر ثروت بر مصرف لحاظ شده است. در مقاله دیگری از همین نویسندگان که در مرحله چاپ می‌باشد، هر دو اثر رونق بازار سهام بر سرمایه‌گذاری و مصرف لحاظ شده است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مصرف و ثروت

متغیّر مصرف در بین سایر متغیّرهای تشکیل‌دهنده طرف تقاضای اقتصاد، بیشترین سهم را دارا بوده و باثبات‌ترین متغیر به شمار می‌رود. این متغیر که یکی از اجزای مهم هزینه ملی است، در عین حال که مقدار پس‌انداز را تعیین می‌کند، در رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی نیز مؤثر است لذا شناخت عوامل مؤثر بر آن حائز اهمیت می‌باشد. در این میان، اثرگذاری ثروت بر تصمیمات مصرف خانوارها همواره یکی از موضوعات مورد بحث در میان اقتصاددانان بوده است. اگر چه کینز به تغییرپذیری مصرف از تغییرات ثروت اشاره کرده است با این وجود، تابع مصرف کینز بر درآمد قابل‌تصرف تأکید بیشتری نسبت به ثروت داشته است (عزیزی، ۱۳۸۷: ۶۳-۶۴)؛ اما بر اساس نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی[1] و فرضیه درآمد دائمی فریدمن، ثروت یک نقش اثرگذار بر مصرف دارد. این دو تئوری، مبنای تحقیق کلاسیک را در مورد چگونگی تأثیر نوسانات ارزش دارایی بر کل اقتصاد تشکیل داده‌اند و هر یک از آنها اهمیت نوسانات در ارزش ثروت بر مصرف را از دو دیدگاه متفاوت اما مکمل یکدیگر به رسمیت شناخته‌اند.

۲-۲. اثر ثروت و فرضیه درآمد دائمی- سیکل زندگی

اثر ثروت به معنی تغییر در تقاضای کل به سبب تغییر در ارزش دارایی‌هایی همچون سهام، اوراق و دارایی‌های حقیقی است. در حقیقت افزایش در ارزش بازاری آن دارایی‌ها، احساس ثروتمند شدن را به صاحبان دارایی القا می‌کند (حتی اگر هیچ پول اضافی دیگری به دست نیامده باشد) و اغلب آنها تمایل به افزایش مخارج و کاهش پس‌انداز دارند.

فرضیه درآمد دائمی- سیکل زندگی (LC-PIH)[2] فرضیه تناسب مصرف جاری با ثروت کل را تأیید می‌کند و به‌طور مستقیم مسأله حداکثرسازی مطلوبیت کارگزار را تحت قید بودجه دوران زندگی مطرح می‌کند. بر اساس این تئوری، میل نهایی به مصرف انواع ثروت یکسان است و می‌توان آن را به‌صورت ذیل نوشت:

$$C = mpc_w\left[A + H(Y)\right] \approx mpc_w A + mpc_y Y \qquad (۱)$$

C مصرف خصوصی، A سرمایه غیرانسانی واقعی و H سرمایه انسانی واقعی را نشان می‌دهد. H تابع ارزش جاری درآمد قابل‌تصرف مورد انتظار کار (Y) است. ضریب mpc_w میل نهایی به مصرف

1. Modigliani
2. life-cycle -permanent income hypothesis

ثروت غیرانسانی و mpc_y میل نهایی به مصرف کل ثروت انسانی را نشان می‌دهد و روی هم رفته میزان انتظار تغییر مصرف با تغییر یکی از متغیرها را نشان می‌دهند.

آندو و مودیگلیانی فرضیه سیکل زندگی مصرف را مطرح نموده‌اند. این فرضیه تمایل افراد را برای حفظ سطح استاندارد زندگی با وجود تغییر درآمد در طول سیکل زندگی و به‌عنوان نیروی محرک ماورای تصمیمات پس‌انداز و قرض نشان می‌دهد. بر اساس این فرضیه مصرف دوره جاری الف) تابعی از طول عمر مورد انتظار؛ ب) درآمد دائمی مورد انتظار؛ ج) ثروت در شروع دوره و د) نرخ نهایی ترجیح زمانی است.

درحالی‌که فرضیه سیکل زندگی سه عامل مؤثر بر مصرف جاری (درآمد دائمی، درآمد موقت و ثروت) را تبیین می‌کند، اما چگونگی تعیین درآمد دائمی را توضیح نمی‌دهد. در سال ۱۹۵۷ میلتون فریدمن رویکرد دیگری برای تفکر در مورد فرضیه درآمد دائمی– تصمیمات مصرف مطرح نموده است. بر اساس این فرضیه درآمد دائمی به‌وسیله درآمد جاری و انتظارات افراد در مورد درآمد آینده تعیین می‌شود و تنها تغییرات درآمد دائمی بر مصرف برنامه‌ریزی‌شده افراد تأثیرگذار است(فریدمن، ۱۹۵۷: ۹)[1].

مطابق با هر دو فرضیه سیکل زندگی و فرضیه درآمد دائمی– مصرف، اگر یک تغییر موقتی در درآمد مشاهده شود، آن تغییر اثر ناچیزی بر مصرف جاری دارد. تفاوت اصلی بین فرضیه سیکل زندگی و فرضیه درآمد دائمی فریدمن مربوط به طول دوره برنامه‌ریزی می‌باشد. در نظر گرفتن دوره بی‌نهایت توسط فریدمن به این معنی می‌باشد که افراد نه تنها برای خود بلکه برای فرزندانشان نیز پس‌انداز می‌کنند. در فرضیه سیکل زندگی دوره برنامه‌ریزی محدود است و از آنجا که همه ثروت در این دوره مصرف می‌شود، فرض شده که انگیزه میراث وجود ندارد.

به دلیل شباهت بین دو تئوری، آنها اغلب به‌طور همزمان برای مطالعات تجربی الگوهای مصرف به کار گرفته می‌شوند و به‌عنوان فرضیه درآمد دائمی–سیکل زندگی مطرح شده‌اند. مطابق با این فرضیه، اگر درآمد دائمی با اطمینان شناخته شود، مصرف به‌طور کامل در طول عمر افراد ثابت خواهد ماند.

مطابق تئوری LC-PIH، منابع طول زندگی به ثروت انسانی و ثروت غیرانسانی تقسیم می‌شوند، ثروت غیرانسانی همگن است و به این معنی می‌باشد که میل نهایی به مصرف ثروت غیرانسانی با نوع ثروت غیرانسانی یعنی مالی یا غیرمالی تغییر نمی‌کند. یک قید بودجه بین دوره‌ای مانند زیر می‌باشد:

$$A_{t+1} = (1+r_{a,t+1})\left[A_t + Y_t - C_t\right] \qquad (۲)$$

این قید بودجه، از دارایی‌های مالی و واقعی در پایان دوره t تشکیل‌شده است، Y_t درآمد نیروی کار، C_t مصرف و $(1+r_{a,t+1})$ بازده زمانی کل دارایی‌ها می‌باشد. با استفاده از فرض تئوری سیکل زندگی

1. Friedman

که مطرح می‌کند ثروت در پایان دوره تمام خواهد شد، معادله بالا را می‌توان تحت شرطی که در پایان افق محدود حد ثروت تنزیل شده آینده صفر می‌شود، به‌صورت رو به جلو حل کرد که نتیجه حل آن، معادله یک می‌شود و بر اساس این معادله، یک تغییر دائمی پیش‌بینی‌نشده پرتفوی ثروت ΔA منجر به تغییر مصرف ΔC برابر با $\mathrm{MPC_W}$ می‌شود؛ بنابراین اثر ثروت کل بر مصرف که بر مبنای تئوریکی فرضیه درآمد دائمی و تئوری مصرف کینزین می‌باشد، به‌طور تجربی به‌خوبی اثبات‌شده است (تودریکا، ۲۰۰۹[1]: ۸-۱۰).

۳. پیشینه تحقیق

در ایران مطالعه‌ای در مورد ارتباط قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی انجام‌نشده است. لذا در این بخش مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مطرح‌شده است.

نیستیکو (۲۰۰۳)[2] در مطالعه خود با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) ارتباط فدرال رزرو با عملکرد بازار سهام را با تمرکز بر اثرات رونق و رکود بازار سهام بر مصرف بررسی کرده است. در این مطالعه خانوار علاوه بر کالای مصرفی و پول اسمی، دارایی مالی همچون اوراق و سهام را نیز تقاضا می‌کند و همچنین یک قاعده تیلور آینده‌نگر که شکاف قیمت سهام نیز در آن گنجانده‌شده است برای توصیف رفتار سیاست‌گذار معرفی‌شده است.

شواهد تجربی نگرشی را که فدرال رزرو به قیمت‌های سهام واکنش نشان داده است را تأیید نکرده است. همچنین مطالعه مطرح می‌کند که کانال اثر ثروت به‌خودی‌خود ممکن است برای توجیه ارتباط احتمالی قیمت سهام فراتر از نقش آن در پیش‌بینی پویایی‌های تورم و محصول آینده، کافی نباشد.

کاستنو و نیستکو (۲۰۱۰)[3] در مقاله خود با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا طی دوره ۱۹۵۴ تا ۲۰۰۷ ارتباط بین نوسانات بازار سهام و سیاست پولی را بر اساس رویکرد DSGE برای اقتصاد آمریکا بررسی کرده است. یک مدل نیوکنزین مقیاس کوچک که قیمت‌های سهام نقش فعالی در تعیین پویایی‌های سیکل تجاری از سمت تقاضا بازی می‌کند، به‌کار برده شده است. بر اساس نتایج مطالعه، اثر ثروت ناشی از نوسانات قیمت سهام با در نظر گرفتن فرض جابه‌جایی کارگزاران در بازار مالی (متوسط نرخ جانشینی میان کارگزاران قدیم و جدید بین ۷ تا ۲۰ درصد تخمین زده شده است)، نقش فعالی در پویایی‌های محصول، قیمت و نرخ بهره دارد. به‌علاوه واکنش سیستماتیک فدرال به نوسانات قیمت سهام ابزاری جهت ثبات محصول و قیمت شناخته‌شده است.

1. Todirica
2. Nistico
3. Castelnuovo, Nistico

پوتز (۲۰۱۱)[1] در مطالعه خود نوسانات سیکل تجاری هنگ‌کنگ را از طریق مدل DSGE بررسی نموده و کاربردهای اقتصادی شوک‌های ساختاری گوناگون (شوک بهره‌وری، شوک شکاف قیمت سهام، شوک تقاضای خارجی و شوک فشار هزینه) شناسایی‌شده است. یک مدل DSGE اقتصاد باز کوچک بر پایه تئوری اقتصادی استفاده‌شده است. نتایج تخمین نشان می‌دهد اثرات ثروت بازار سهام، بر مصرف و سیکل تجاری مثبت و معنی‌داری بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد تغییرات پیش‌بینی‌نشده در قیمت‌های سهام تأثیر معناداری بر سیاست پولی در هنگ‌کنگ داشـته است. درحالی‌که شوک‌های بهره‌وری عامل کلیدی در انحرافات سیکلی محصول و قیمت‌ها هستند، نوسانات غیر بنیادی در شاخص هانگ سنگ[2] و شوک تقاضای خارجی، نوسانات کوتاه‌مدت نرخ بهره اسمی را توضیح داده است.

پیتز و گوپتا (۲۰۱۴)[3] در مطالعه خود با استفاده از رویکرد DSGE اثرات ثروت قیمت سهام را بر سیکل تجاری در آفریقای جنوبی تخمین زده‌اند. در بخش خانوار فرض شده اقتصاد از بی‌نهایت گروه که با احتمال ثابت در هر دوره می‌میرند، تشکیل‌شده است. بر اساس نتایج مطالعه در حدود ۹ درصد نوسانات محصول می‌تواند به‌وسیله شوک‌های مالی توضیح داده شود و همچنین نه بانک مرکزی به شکاف قیمت سهام واکنش مثبت داده و نه قیمت سهام بر نوسانات نرخ بهره تأثیر صریحی داشته است. به‌علاوه در نظر گرفتن شکاف قیمت سهام در قاعده تیلور، مطرح می‌کند که اثرات بازار سهام به‌طور دراماتیکی منجر به نوسانات محصول می‌شود و بانک مرکزی (SARB) نباید به اختلال‌های قیمت سهام واکنش نشان دهد.

لوپز (۲۰۱۵)[4] در مقاله خود به‌منظور محاسبه اثرات حباب قیمت دارایی بر اقتصاد کلان، مدل اقتصاد بسته برنانکه و گتلر (۱۹۹۹) را بر اساس یک مدل اقتصاد باز کوچک توسعه داده است. این مطالعه دو هدف را دنبال نموده است، اول، بررسی برقراری نتایج برنانکه و گتلر در یک اقتصاد باز کوچک می‌باشد، دوم، مقایسه نتایج برحسب نوسانات اقتصاد کلان در مدل اقتصاد بسته در مقابل مدل اقتصاد باز است. بر اساس نتایج این مطالعه، نتیجه مطالعه برنانکه و گتلر که مطرح می‌کند بانک مرکزی نباید به قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهد در حالت اقتصاد بسته برقرار است اما اقتصادهای باز به دلیل جریان ورودی سرمایه و مکانیسم نرخ ارز از سیاست پولی، بیشتر به حباب قیمت دارایی حساس هستند؛ بنابراین در اقتصادهای باز کوچک سیکل‌های تجاری عمیق‌تر است. همچنین در مواجه با رونق به دنبال شکست حباب قیمت دارایی، اگر مقامات پولی بر تورم تمرکز نمایند، نوسانات اقتصاد کلان تعدیل خواهد شد.

1. Potez
2. Hang Seng Index
3. Paetz, Gupta
4. López

٤. مدل[1]

به‌منظور بررسی ارتباط متقابل بازار سهام و سیاست‌گذار پولی از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده‌شده است که سعی شده است با ساختار خاص اقتصاد ایران تعدیل شود. مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی یک مدل بهینه‌سازی اقتصاد خرد است که طی ۲۵ سال اخیر در ادبیات اقتصاد کلان مطرح‌شده است که مبنای اقتصاد خرد آن، منجر به وارد نبودن نقد لوکاس (۱۹۷۶) می‌گردد. در مدل‌های ساختار سنتی، پارامترهای برآورد شده تابعی از سیاست‌های اتخاذ شده در دوره تخمین می‌باشد؛ بنابراین آن پارامترها، در طول دوره تغییرات ساختاری در اقتصاد معتبر نمی‌باشند و نباید برای تحلیل اثرات سیاست‌های متفاوت استفاده شوند. در مقابل، پارامترهای برآورد شده مدل‌های DSGE، پارامترهای عمیقی (ترجیهات، تولید و تکنولوژی) را نشان می‌دهند و مستقل از سیاست‌گذاری می‌باشند. در این مدل‌ها کل متغیرهای اقتصادی با استفاده از سیستم معادلات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و سپس می‌توان اثرات هر شوک بر روی کل اقتصاد و آثار آن بر هر متغیر اقتصادی را مورد بررسی قرار داد.

در بخش مدل این تحقیق، اقتصاد از دو نوع خانوار، زنجیره‌ای از بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، دولت و بانک مرکزی تشکیل شده است. در ادامه مطالعه، اهداف و قیود بودجه هر یک از کارگزاران توصیف خواهد شد.

٤-١. خانوارها

فرض می‌شود دو نوع مصرف‌کننده وجود دارد که بر اساس دسترسی آنها به بازار مالی متفاوت هستند(گلی ۲۰۰۵).[2] نوع اول، مصرف‌کنندگانی ریکاردویی هستند که سهام خریداری نموده و دارای درآمد دائمی هستند و می‌توانند آزادانه با قرض دادن و قرض گرفتن مصرفشان را در طی زمان هموار نمایند. همچنین فرض شده این نوع از کارگزاران صاحب بنگاه‌های خصوصی هستند و سود دریافت می‌کنند و قادرند از پس‌انداز خود برای خرید سهام استفاده نمایند. نوع دوم، مصرف‌کنندگان با قاعده سر انگشتی[3] یا خانوارهای غیرریکاردویی نامیده می‌شوند؛ این نوع از مصرف‌کنندگان با یک قید بودجه دوره به دوره مواجه‌اند، هیچ نوع دارایی ندارند و تنها درآمد کار خود را مصرف می‌نمایند. تفسیرهای متفاوتی در ادبیات برای این‌گونه رفتار ذکر شده است از جمله: کوتاه نظری، فقدان یا محدودیت دسترسی به بازارهای سرمایه، ترس از پس‌انداز، چشم‌پوشی از فرصت‌های تجاری بین دوره‌ای (موقتی) و غیره می‌باشد. فرض می‌شود دنباله‌ای از خانوارها که بی‌نهایت زندگی می‌کنند، به‌وسیله $i \in [0,1]$ شاخص‌بندی شده‌اند. $1-\tau$ درصد از خانوارها به بازار سرمایه دسترسی دارند و می‌توانند مجموعه

---

۱. در این مطالعه به‌منظور ساده‌سازی اقتصاد به‌صورت بسته در نظر گرفته‌شده است و باز بودن اقتصاد تأثیر چندانی بر نتایج ندارد و بدون باز نمودن اقتصاد همه اثرات درآمد نفتی به دلیل سلطه مالی دولت در پایه پولی وجود دارد.

2. Gali

3. Rule-of-ThumbConsumers

کاملی از اوراق بهادار[1] را مبادله و سرمایه فیزیکی خرید و فروش نمایند. τ درصد باقی مانده از خانوارها هیچ دارایی یا تعهداتی (بدهی) ندارند و تنها درآمد کارشان را مصرف می‌کنند. به این خانوارها به‌عنوان قاعده سر انگشتی یا خانوارهای غیر ریکاردویی اشاره می‌شود(نیستیکو، ۲۰۰۳: ۷).

٤-۱-۱. خانوار ریکاردویی (صاحب دارایی مالی)

این نوع از مصرف‌کنندگان یک مسأله بسیار پیچیده‌تر از مصرف‌کنندگان غیر ریکاردویی را حل می‌نمایند. این نوع از خانوارها، مصرف خصوصی، $C^r_{p,,t}$، تراز حقیقی پول، $\frac{M_t}{P_t}$، نگهداری دو نوع دارایی مالی (اوراق مشارکت، B_t و پرتفوی از سهام بنگاه‌های واسطه‌ای خصوصی، Z_t) و عرضه کار، L^r_t، را به نحوی انتخاب می‌کنند که تابع مطلوبیت CRRA زیر نسبت به قید بودجه به حداکثر برسد.

$$\max_{\{c^r_{p,t},M_t,K_t,l^r_t,,B_t,z_t\}^{\infty}_{t=0,t\in[0,1]}} \mathrm{E}_{j,0}\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta_t\left[\frac{(\widetilde{c}^r_t-\varpi\widetilde{c}^r_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\frac{(m_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma}-\frac{(l^r_t)^{1-\eta}}{1-\eta}\right]\right\} \quad (۳)$$

$$\widetilde{c}^r_t=\left[\phi(c^r_{p,t})^{\frac{\nu-1}{\nu}}+(1-\phi)(c_{g,t})^{\frac{\nu-1}{\nu}}\right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \qquad 0\le\phi\le1$$

$\beta\in[0,1]$ که β عامل تنزیل بین دوره‌ای و $\eta>0$ عکس کشش عرضه نیروی کار می‌باشد σ و γ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف و تراز حقیقی پول را نشان می‌دهد. همچنین فرض تشکیل عادات مصرفی برای این نوع مصرف‌کننده در نظر گرفته شده است. بر اساس این فرض، مصرف‌کننده به دنبال هموار کردن سطح و نرخ تغییر مصرف در طی زمان می‌باشد. پارامتر ϖ اهمیت تشکیل عادات را تعیین می‌کند؛ اگر $\varpi=1$ باشد مصرف افراد تنها از مصرف آخرین دوره به دست می‌آید. مصرف دولتی به‌صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است؛ بنابراین خانوارها از مصرف خصوصی، $C^r_{p,t}$، مصرف دولتی، C^g_t، فراغت و نگهداری پول مطلوبت به‌دست می‌آورند.

$\nu>0$ درجه جانشینی بین مصرف خصوصی و عمومی را نشان می‌دهد و پارامتر $1-\phi$ میزان تأثیر مصرف عمومی بر مطلوبیت را مشخص می‌کند، زمانی که این پارامتر یک باشد نشان می‌دهد مصرف عمومی از منظر کارگزاران بدون استفاده است. خانوار ترجیحات خود را در برابر قید بودجه خود به شکل زیر حداکثر می‌کند[2]:

1. contingent securities

۲. به‌منظور در نظر گرفتن کانال اثر ثروت نوسانات قیمت سهام بر مصرف، سرمایه در مدل‌های این مطالعه لحاظ نگردیده است.

$$c^{r}_{p,t} + m_t + b_t + \frac{1}{P_t}\int_0^1 Q_t(i)\frac{z_t(i)}{s_t}di \le \frac{M_{t-1}}{P_t} + w_t l_t - \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_{t-1}(1+R_{t-1})}{P_t} + \frac{1}{P_t}\int_0^1 (Q_t(i) + d_t(i))z_{t-1}(i)di \qquad (۴)$$

$$\tilde{c}_t, m, l_t \ge 0, \qquad 0 \le z_t(i) \le 1, \qquad \forall_t = 0,1,2,... \qquad \forall_i \in [0,1]$$

در هر دوره، همچنان که در قید بودجه مطرح شد، منابع درآمدی که بر اساس ارزش حقیقی جاری آنها ارزیابی‌شده است عبارت است از: تراز حقیقی پول که از یک دوره قبل آورده شده است (m_{t-1})، درآمد کار (l_t^r ساعات کار و w_t نرخ دستمزد حقیقی)، خالص مالیات مستقیم T_t، پاداش ناخالص دو دارایی مالی که در دوره $t-1$ نگهداری شده است (R_{t-1} عایدی هر واحد اوراق بدون ریسک است که همان نرخ بهره ناخالص اسمی در دوره $t-1$ می‌باشد. به هر سهم در پرتفوی، سود اسمی $d_t(i)$ پرداخت می‌شود و ارزش اسمی جاری بازاری آن $Q_t(i)$ است).

بر اساس قید بودجه، هزینه‌های خانوار نمونه شامل، خریدهای مصرفی حقیقی، مانده اسمی پول زمان حال و خرید دو نوع دارایی مالی اوراق (b_t) و سهام (Z_t)، در دسترس و کافی است؛ یعنی حداکثر مقدار مخارج برابر با درآمد است.

فرض می‌شود تقاضا برای سهام در دوره t تحت تأثیر شوک‌های تصادفی s_t قرار می‌گیرد، این شوک‌ها ناشی از حباب‌های سفته‌بازی است و با متغیرهای بنیادی اقتصادی[1] که تعیین‌کننده اصلی $z_t(i)$ هستند، همبسته نیستند. در تعادل، این شوک به یک جمله اختلال در معادله تعیین قیمت سهام تبدیل می‌شود.

فرض می‌شود شوک‌ها فرآیند $AR(1)$ را دنبال می‌کنند:

$$\ln(s_t) = \rho_s \ln(s_{t-1}) + \varepsilon_{st} \qquad (۵)$$

ارزش تعادلی s_t به یک نرمال شده است. $IIIN(0,\sigma_j^{\,2})$ برای همه $J = S$.

٤-١-٢. خانوار غیر ریکاردویی (فاقد دارایی مالی)

این نوع خانوارها به دلیل فقدان دسترسی به بازارهای مالی یا محدودیت‌های الزام‌آور استقراض، نه قرض می‌گیرند و نه پس‌انداز می‌کنند. در نتیجه آنها نمی‌توانند مسیر مصرف خود را در مواجه با نوسانات درآمد کار یا جانشینی بین دوره‌ای در واکنش به تغییرات نرخ بهره، هموار نمایند. تابع مطلوبیت و قید بودجه آنها به‌صورت ذیل می‌باشد:

1. Fundamental economic variables.

$$MAX \qquad U(\tilde{c}_{p,t}^{nr}, L_t^{nr}) = \left[\frac{(\tilde{c}_t^{nr})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{1}{1-\eta}(l_t^{nr})^{1-\eta} \right] \tag{۶}$$

$$\tilde{c}_t^{nr} = \left[\phi(c_{p,t}^{nr})^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\phi)(c_{g,t})^{\frac{\nu-1}{\nu}} \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \qquad 0 \le \phi \le 1 \qquad \nu \succ 0$$

$$c_{p,t}^{nr} = \frac{w_t}{p_t} l_t^{nr} - \frac{T_t}{p_t} \tag{۷}$$

٤-١-٣. تعیین دستمزد

بر اساس معادله عرضه کار خانوار ریکاردویی و معادله عرضه خانوار غیر ریکاردویی (پیوست ۱ معادلات ۴ و ۶) می‌توان دستمزد را به‌صورت تابع فزاینده از مصرف و کار در نظر گرفت که اثرات ثروت و عدم مطلوبیت نهایی کار را نشان می‌دهد:

$$\frac{w_t}{p_t} = H(c_t, l_t) \tag{۸}$$

در دستمزد تعیین‌شده توسط خانوار، هر بنگاه تصمیم می‌گیرد که چه مقدار نیروی کار استخدام کند و تقاضای کار را به‌صورت یکنواخت بین خانوارها، مستقل از نوع آنها (ریکاردویی یا غیر ریکاردویی) تخصیص می‌دهد. فرض می‌شود مارک آپ دستمزد به اندازه کافی بالاست به‌طوری‌که نابرابری $H(c_t, l_t) \succ c_t^j l_t^{\frac{1}{\eta}}$ برای $j = r, nr$ در همه زمان‌ها برقرار می‌باشد.

٤-١-٤. تجمیع[1]

کل مصرف و کل ساعات کار به‌وسیله میانگین وزنی متغیرهای متناظر برای هر نوع مصرف‌کننده داده‌شده است به‌طوری‌که:

$$c_t = \tau\ c_{p,t}^{nr} + (1-\tau) c_{p,t}^{r} \tag{۹}$$

$$l_t = \tau\ l_t^{nr} + (1-\tau) l_t^{r} \tag{۱۰}$$

٤-٢. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سطح بهینه‌ای از نهاده (کالای تولیدشده به‌وسیله بنگاه واسطه) را برای تولید کالای مصرفی نهایی از طریق تکنولوژی CRS طوری به کار می‌گیرد که تابع سودش حداکثر شود:

1. Aggregation

$$\begin{aligned} &MAX \qquad \Pi = p_t y_t - \int_0^1 p_t(i) y_t(i) di \\ &s.t \\ &y_t \le \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

$\varepsilon \succ 1$: کشش جانشینی کالاهای واسطه‌ای با یکدیگر که درجه رقابت انحصاری در بازار نهاده (تولید بنگاه واسطه) را نشان می‌دهد. از تعادل این بخش، تابع تقاضای نهاده و شاخص کل قیمت به دست می‌آید:

$$y_t(i) = [\frac{p_t(i)}{p_t}]^{-\varepsilon} y_t \qquad (۱۲)$$

$$p_t = [\int_0^1 p_t(i)^{1-\varepsilon} di]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۱۳)$$

٤-۳. بنگاه تولیدکننده کالای واسطه[۱]

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه تشکیل‌شده است که هر کدام از بنگاه‌ها، کالاهای متمایزی تولید می‌کنند که در نهایت، پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، توسط خانوارها خریداری می‌شود. در بخش کالاهای واسطه، فرض می‌شود بنگاه خصوصی وجود دارد که نیروی کار را برای تولید کالای واسطه طوری به کار می‌گیرد که تابع هدفش حداکثر شود. بنگاه خصوصی iام بر اساس تابع تولید زیر $y_t^p(i)$ واحد از محصول را تولید می‌کند:

$$y_t(i) = A_t l_t(i) \qquad (۱۴)$$

A_t شوک تکنولوژی می‌باشد که در بین بنگاه خصوصی و دولتی مشترک است، $l_t^p(i)$ خدمات نیروی کار است که توسط بنگاه خصوصی iام به کار گرفته شده است. فرض می‌شود شوک ایستا تکنولوژی که در بین دو بنگاه خصوصی و دولتی مشترک می‌باشد از فرایند $AR(1)$ به شکل زیر تبعیت می‌کند:

$$\ln(A_t) = (1-\rho_A)\ln(A) + \rho_A \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \qquad \varepsilon_{At} \approx i.i.d \quad N(0,\sigma_A^2) \qquad (۱۵)$$

۱. از آنجا که مدل فرض می‌کند سرمایه در تابع تولید وجود ندارد، بنابراین فعالیت‌های حقیقی در این اقتصاد به‌طور کامل به‌وسیله تقاضا برای کالای مصرفی تحریک می‌شود، لذا تمرکز کامل بر مصرف می‌باشد.

در این پژوهش، به پیروی از روتمبرگ[1] (۱۹۸۲) چسبندگی قیمت از روش هزینه فهرست بها وارد الگو خواهد شد. در این روش فرض می‌شود بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه، به هنگام تعدیل قیمت‌های خود، با یک هزینه فهرست بها یا هزینه تعدیل قیمت‌ها به شکل درجه دو مواجه هستند:

$$AC_{j,t} = \frac{\phi_p}{2}\left(\frac{\frac{p_t(i)}{p_{t-1}(i)}}{\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}}} - 1\right)^2 y_t \qquad (۱۶)$$

که $\phi_p \geq 0$، پارامتر هزینه تعدیل قیمت است.

به دلیل اینکه این بنگاه‌ها در نهایت دارایی خانوارهایی است که سهام آنها را خریداری نموده‌اند، لذا تابع هدفی که آنها به دنبال بهینه یابی آن هستند، ارزش واقعی بازاری سهام آنها است. بر اساس معادله اولر تقاضای سهام، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه در طول دوره t تلاش می‌کند معادله زیر را حداکثر نماید:

$$\frac{Q_t(i)}{p_t} = \frac{1}{p_t}\mathrm{E}_t\left\{\beta\frac{\lambda^r_{t+1}}{\lambda^r_t}s_t\left(Q_{t+1}(i) + D_{t+1}(i)\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)\right\} \qquad (۱۷)$$

جایگزینی به‌صورت بازگشتی در معادله بالا برای $Q_{t+k}(i)$ برای همه $K = 1,\ldots$ و قرار دادن دوره جاری برابر با صفر ارزش واقعی بازاری جاری سهام را به دست می‌دهد به‌طوری‌که مسأله می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود[2]:

$$\underset{\{l^p_t, p_t(i)\}}{MAX} \quad \frac{Q_0(i)}{p_0} = \mathrm{E}_0\left\{\sum_{t=1}^{\infty}\left[\beta\frac{\lambda^r_{t+1}}{\lambda^r_t}\prod_{h=0}^{t-1}s_j\frac{D_t(i)}{p_t}\right]\right\} \qquad (۱۸)$$

$$D_t(i) = P_t(i)y_t(i) - w_t l_t(i) - \frac{\phi_p}{2}\left(\frac{\frac{p_t(i)}{p_{t-1}(i)}}{\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}}} - 1\right)^2 y_t \qquad (۱۹)$$

1. Rotemberg

۱. شرایط مرتبه اول خانوارها و بنگاه‌های واسطه‌ای در پیوست ۱ آورده شده است.

٤-٤. دولت

دولت سعی می‌کند تا هزینه‌های خود را از طریق درآمدهای حاصل از مالیات یکجا از خانوارها و فروش اوراق مشارکت متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این سه نوع منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر خواهد بود سیاست پولی را بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت اعمال کند؛ اما چنانچه با وجود این منابع درآمدی، کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد؛ بنابراین قید بودجه دولت عبارت است از:

$$\frac{\left(C_t^g\right)}{P_t}+(1+r_t)\frac{B_{t-1}}{P_t}=T_t+\frac{B_t}{P_t}+\left(\frac{M_t-M_{t-1}}{P_t}\right) \qquad (۲۰)$$

M_t پایه پولی، T_t مالیاتی که دولت از کارگزاران دریافت می‌کند و c_t^g مخارج مصرفی دولت می‌باشد. فرض می‌شود مخارج مصرفی دولتی به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شوند و از یک فرایند $AR(1)$ تبعیت می‌کنند:

$$\ln(c_t^g)=(1-\rho_{c^g})\ln(c^g)+\rho_{c^g}\ln(c_{t-1}^g)+\varepsilon_{c^g t} \qquad (۲۱)$$

٤-٥. مقام پولی

اکنون جهت کامل شدن مدل به پیروی از توکلیان (۱۳۹۱) فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد حجم پول باشد و تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که دو هدف خود، یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را حداقل کند؛ بنابراین قاعده مطرح‌شده در اینجا همچون شکل پایه‌ای مطرح‌شده تیلور (۱۹۹۳) است که به‌وسیله لحاظ کردن یک نقش صریح برای پویایی‌های قیمت سهام در عملیات سیاست پولی تعدیل‌شده است. لذا سیاست‌گذار پولی در واکنش به انحراف تورم، محصول و قیمت سهام از سطح تعادلی آن به‌وسیله تغییر حجم پول واکنش نشان می‌دهد.

در این بخش دو سناریو برای بانک مرکزی جهت رشد حجم پول در نظر گرفته‌شده است، بر اساس سناریو اول، بانک مرکزی رشد حجم پول را بر اساس شکاف تورم و محصول از مقادیر تعادلی آنها تعیین می‌کند و بر اساس سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه بر واکنش به انحراف تورم و محصول به انحراف شاخص کل قیمت سهام از سطح تعادلی آن نیز واکنش می‌دهد.

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \varepsilon_{\mu,t} \quad (۲۲)$$

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_Q Q_t + \varepsilon_{\mu,t} \quad (۲۳)$$

$$\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (۲۴)$$

m_t حجم حقیقی پول، μ_t رشد حجم اسمی پول، p_t شاخص قیمت مصرف‌کننده، π_t شکاف تورم است که انحراف لگاریتم تورم از سطح بدون اصطکاک آن نشان را می‌دهد، y_t شکاف محصول است که انحراف لگاریتم محصول حقیقی تعادلی را از سطح بدون اصطکاک آن نشان می‌دهد، Q_t شکاف شاخص کل قیمت سهام است که انحراف لگاریتم شاخص کل قیمت سهام از سطح بدون اصطکاک آن را نشان می‌دهد، ε_μ تکانه عرضه پول است که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_μ می‌باشد.

در قاعده مطرح‌شده بالا، ضرایب شکاف تورم، شکاف محصول و شکاف شاخص کل قیمت سهام دارای علائم منفی می‌باشند. به‌عبارت دیگر با افزایش محصول و تورم بالاتر از سطح طبیعی آن و همچنین رونق بازار سهام و در نتیجه افزایش شاخص کل قیمت سهام، سیاست‌گذار پولی سیاست انقباضی در پیش گرفته و حجم پول را کاهش می‌دهد.

چنانچه قید بودجه دولت و قید بودجه خانوارها با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالاها و خدمات به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_t = c_t + c_t^g + AC_t \quad (۲۵)$$

بنابراین بازار کالا زمانی در تعادل است که عرضه کل برابر با تقاضا کل (مجموع مصرف خصوصی، مصرف دولتی و هزینه تعدیل قیمت‌هاست) است.

۵. حل و تحلیل نتایج مدل در اقتصاد ایران

در این بخش، مدل طراحی‌شده در قسمت قبل به‌طور تجربی حل و تحلیل می‌گردد. برای این منظور ابتدا شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی خانوارها، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه به دست می‌آید و سپس فرض تقارن اعمال می‌شود.

فرض می‌شود در این اقتصاد، تمام بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه متمایز، تصمیمات یکسان اتخاذ می‌کنند و تعادل سیستم یک تعادل متقارن است؛ بنابراین در چنین تعادلی، برابری زیر برقرار است:

$$x_t(i) = x_t \qquad \forall_x = y,l,z,Q,p \qquad \forall = 0,1,2... \qquad \forall_i \in [0,1]$$

همچنین باید توجه شود که در تعادل تقاضا برای سهام $z_t(i)$ و قیمت‌های بازاری آن در بین بنگاه‌ها یکسان است. معادلاتی که این سیستم اقتصادی را در تعادل توصیف می‌کنند می‌تواند شرایط بهینه به‌دست‌آمده از بخش‌های قبلی را کاهش دهد. بعد از اعمال این شرایط، می‌توان معادلات تعادلی سیستم در هر یک از بخش‌ها را نوشت.

معادلاتی که از بهینه‌یابی خانوار ریکاردویی به‌دست می‌آید عبارت است از معادله تقاضای تراز حقیقی پول، رابطه عرضه نیروی کار، معادله اولر و معادله قیمت‌گذاری سهام:

$$(m_t)^{-\gamma} = (\frac{1}{1+R_t} - 1)\phi(\frac{\tilde{C}_t^r}{c_{p,t}^r})^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_t(\tilde{C}_{t+1}^r - \varpi\tilde{C}_t^r)^{-\sigma} - (\tilde{C}_t^r - \varpi\tilde{C}_{t-1}^r)^{-\sigma}\right] \qquad (۲۶)$$

$$(l_t^r)^{-\eta} = w_t\phi(\frac{\tilde{C}_t^r}{c_{p,t}^r})^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_t(\tilde{C}_{t+1}^r - \varpi\tilde{C}_t^r)^{-\sigma} - (\tilde{C}_t^r - \varpi\tilde{C}_{t-1}^r)^{-\sigma}\right] \qquad (۲۷)$$

$$\frac{1}{1+R_t} = \frac{\beta \mathrm{E}_t\left\{\dfrac{\phi\left(\frac{\tilde{C}_{t+1}^r}{(c_{p,t+1}^r)}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_{t+1}(\tilde{C}_{t+2}^r - \varpi\tilde{C}_{t+1}^r)^{-\sigma} - (\tilde{C}_{t+1}^r - \varpi\tilde{C}_t^r)^{-\sigma}\right]}{\pi_{t+1}}\right\}}{\left(\frac{\tilde{C}_t^r}{(c_{p,t}^r)}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_t(\tilde{C}_{t+1}^r - \varpi\tilde{C}_t^r)^{-\sigma} - (\tilde{C}_t^r - \varpi\tilde{C}_{t-1}^r)^{-\sigma}\right]} \qquad (۲۸)$$

$$Q_t = s_t\beta \mathrm{E}_t\left\{\frac{\left(\frac{\tilde{C}_{t+1}^r}{(c_{p,t+1}^r)}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_{t+1}(\tilde{C}_{t+2}^r - \varpi\tilde{C}_{t+1}^r)^{-\sigma} - (\tilde{C}_{t+1}^r - \varpi\tilde{C}_t^r)^{-\sigma}\right]}{\left(\frac{\tilde{C}_t^r}{(c_{p,t}^r)}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_t(\tilde{C}_{t+1}^r - \varpi\tilde{C}_t^r)^{-\sigma} - (\tilde{C}_t^r - \varpi\tilde{C}_{t-1}^r)^{-\sigma}\right]}\frac{p_t}{p_{t+1}}(Q_{t+1} + d_{t+1})\right\} \qquad (۲۹)$$

معادله عرضه کار خانوار غیر ریکاردویی عبارت است از:

$$(l_t^{nr})^{-\eta} = w_t\phi^{nr}(\frac{\tilde{C}_t^{nr}}{c_{p,t}^{nr}})^{\frac{1}{\nu}}(\tilde{C}_t^{nr})^{-\sigma} \qquad (۳۰)$$

معادله قیمت‌گذاری بنگاه از بهینه‌یابی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه به دست می‌آید:

$$(1-\varepsilon)+\varepsilon\frac{w_t}{A_t}-\phi_p\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}}\left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}}-1\right)+\phi_p s_t E_t\left\{\beta\frac{\left(\frac{\tilde{c}^r_{t+1}}{(c^r_{p,t+1})}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta E_{t+1}(\tilde{c}^r_{t+2}-\varpi\tilde{c}^r_{t+1})^{-\sigma}-(\tilde{c}^r_{t+1}-\varpi\tilde{c}^r_t)^{-\sigma}\right]}{\left(\frac{\tilde{c}^r_t}{(c^r_{p,t})}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta E_t(\tilde{c}^r_{t+1}-\varpi\tilde{c}^r_t)^{-\sigma}-(\tilde{c}^r_t-\varpi\tilde{c}^r_{t-1})^{-\sigma}\right]}\frac{y_{t+1}}{y_t}\frac{\pi_{t+1}}{\pi_t}\left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi_t}-1\right)\right\}=0 \qquad (۳۱)$$

پس از لحاظ کردن فرض تقارن گام بعدی به دست آوردن وضعیت باثبات متغیرها و بازنویسی معادلات در این حالت است، سپس شکل خطی- لگاریتمی معادلات تعادلی که در واقع همان معادلات حاصل از بهینه‌یابی خانوار ریکاردویی، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه، خانوار غیر ریکاردویی، شوک‌ها، دولت، مقام پولی و شرط تسویه بازار کالا است، با استفاده از روش اوهلیگ[1] و تقریب تیلور[2] محاسبه می‌گردد.

پس از خطی کردن مدل، پارامترهای آن با استفاده از مطالعات انجام‌شده کالیبره و برآورد می‌شود و سرانجام مدل‌ها در فضای برنامه داینار[3] تحت نرم‌افزار متلب[4] برآورد می‌گردد و با ترسیم نمودار توابع واکنش آنی، اهداف تحقیق بررسی می‌شود.

۵-۱. داده‌ها و برآورد پارامترها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های فصلی تعدیل‌شده تولید ناخالص داخلی بدون نفت (منهای خالص صادرات)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، پایه پولی، شاخص کل قیمت سهام، مصرف خصوصی و مخارج مصرفی دولتی طی دوره ۱۳۷۴ الی ۱۳۹۳ می‌باشد که از سایت بانک مرکزی ایران اتخاذ شده است. تمام داده‌ها پس از لگاریتم‌گیری و با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات[5] ($\lambda = 677$) روند زدایی شده‌اند. همچنین بر اساس تعریف نرخ رشد در ادبیات مکتب کینزی جدید، نرخ رشد متغیر به‌صورت نسبت متغیر در دوره t به وضعیت پایدار آن متغیر تعریف‌شده است. نرخ تورم و نرخ رشد حجم پول به‌صورت لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار دوره گذشته آن محاسبه و سپس با استفاده از فیلتر HP مقدار سیکلی آنها به دست آمد.

با توجه به شکل لگاریتم-خطی شده معادلات، ضرایب متغیرهایی که به شکل انحراف لگاریتم متغیرها از مقدار باثباتشان نوشته شده‌اند هم شامل یک سری نسبت‌ها هستند که از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها محاسبه می‌شوند و هم شامل یک سری از پارامترها هستند که نیاز به کالیبره از مطالعات

1. Uhlig
2. Taylor Approximation
3. Dynare
4. MATLAB

۵. جهت اطلاعات بیشتر در مورد مقدار در نظر گرفته‌شده برای لاندا ($\lambda = ۶۷۷$) به مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) مراجعه شود.

انجام‌شده را دارند. بر این اساس شاخص‌هایی که بر مبنای داده‌های اقتصاد ایران، می‌توان آن‌ها را محاسبه نمود در جدول ۱ خلاصه شده‌اند.

جدول ۱. خلاصه نسبت‌های مقداردهی شده بر اساس داده‌های اقتصاد ایران[۱]

نسبت	توضیحات	مقدار	نسبت	توضیحات	مقدار
$\bar{R}$	حالت باثبات نرخ بهره	۰,۰۴۱	$\frac{\bar{c}^{g}}{\bar{y}}$	نسبت حالت باثبات مصرف دولتی و تولید	۰,۱۹
$\frac{\bar{w}\bar{l}^{nr}}{\bar{c}_{p}^{nr}}$	نسبت باثبات درآمد کار خانوار غیرریکاردویی به مصرف غیرریکاردویی	۰,۸۴	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	نسبت حالت باثبات مصرف خصوصی و تولید	۰,۸۱
$\frac{\bar{t}}{\bar{c}_{p}^{nr}}$	نسبت باثبات مالیات به مقدار مصرف غیرریکاردویی	۰,۳۲	$\frac{\bar{c}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات مصرف به سود بنگاه واسطه	۲,۹
$\frac{\bar{c}_{p}^{nr}}{\bar{c}}$	نسبت باثبات مصرف غیر ریکاردویی به مصرف کل	۰,۷۷	$\frac{c^{g}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات مخارج عمومی به سود بنگاه واسطه	۰,۷
$\frac{\bar{c}_{p}^{r}}{\bar{c}}$	نسبت باثبات مصرف ریکاردویی به مصرف کل	۰,۲۳			

منبع: محاسبات محققین

۵-۲. تخمین پارامترهای الگو

جهت برآورد پارامترها ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[۲] که برای شاخص در نظر گرفته‌شده، تعیین شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار شاخص‌ها می‌توان با استفاده از روش بیزین، شاخص‌ها را برآورد نمود. توزیع پیشین پارامترها، اطلاعات اضافی را برای تخمین پارامترهای مدل فراهم می‌کند به‌گونه‌ای که توزیع پیشین هر یک از پارامترها بر اساس ویژگی-های آن شاخص و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده‌اند. برای مثال، از توزیع بتا برای برآورد پارامترهایی استفاده می‌شود که در بازه صفر و یک قرار می‌گیرند، توزیع معکوس گاما برای پارامترهایی است که غیر منفی باشند، توزیع گاما، توزیعی با دامنه از صفر تا بی‌نهایت است و در نهایت توزیع نرمال برای پارامترهایی استفاده که می‌توانند هر مقداری داشته باشند. با این توضیحات، توزیع پسین پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم متروپلیس- هستینگ[۳] تحت نرم‌افزار داینر محاسبه شده و نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است. آزمون تشخیصی زنجیره مارکوف مونت کارلو[۴] نشان می‌دهد مشکلی در تخمین پارامترهای مدل وجود نداشته و این تخمین‌ها قابل‌اتکا هستند.

۱. لیست کامل نسبت‌های محاسبه‌شده در پیوست ۲ آورده شده است.

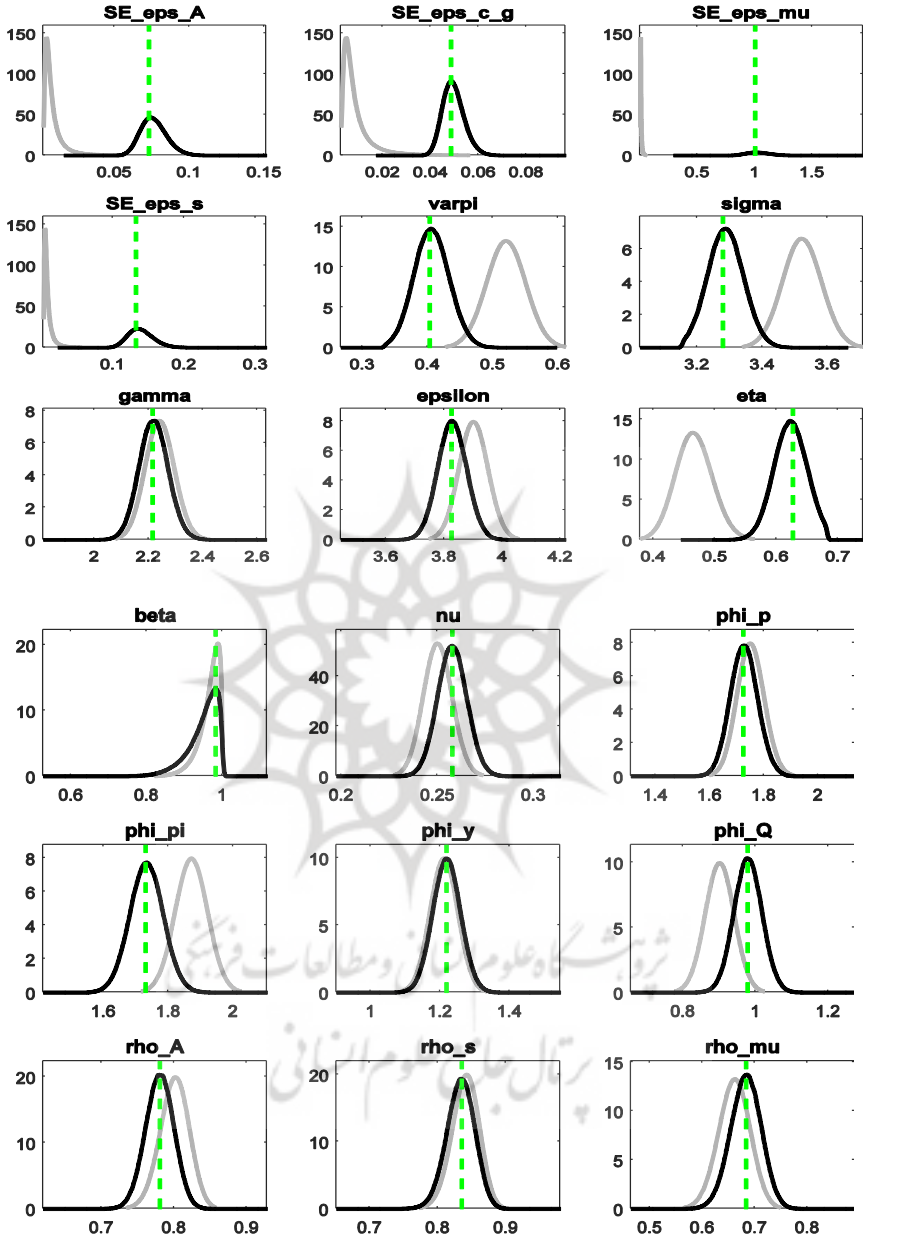
2. Prior Mean And Standard Deviation
3. Metropolis-Hastings Algorithm.
4. Monte Carlo Markov Chain (MCMC).

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	مقدار پیشین پارامتر	مقدار پسین پارامتر
β	نرخ تنزیل زمانی	بتا	۰,۹۶	۰,۹۴
ϖ	اهمیت تشکیل عادات مصرفی	بتا	۰,۵۲	۰,۴۰
ε	کشش جانشینی کالاهای واسطه‌ای با یکدیگر	گاما	۳,۹	۳,۸
η	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۰,۴۶	۰,۶۲
ϑ	درجه جانشینی بین مصرف خصوصی و عمومی	بتا	۰,۲۵	۰,۲۵
ϕ_p	پارامتر هزینه تعدیل قیمت	گاما	۱,۷۵	۱,۷۲
γ	عکس کشش جانشینی تراز حقیقی پول	گاما	۲,۲۴	۲,۲۱
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	گاما	۳,۵	۳,۲۸
ϕ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۱,۸۷	۱,۷۳
ϕ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۱,۲	۱,۲۱
ϕ_Q	ضریب اهمیت شاخص کل قیمت سهام در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰,۹	۰,۹۷
ρ_{mu}	ضریب خودهمبستگی نرخ رشد پول	بتا	۰,۶۶	۰,۶۸
ρ_s	ضریب خودهمبستگی شاخص کل قیمت سهام	بتا	۰,۸۴	۰,۸۳
ρ_A	ضریب خودهمبستگی تکنولوژی	بتا	۰,۸	۰,۷۷
ρ_{cg}	ضریب خودهمبستگی مخارج جاری دولت	بتا	۰,۷۷	۰,۷۷
σ_{mu}	انحراف معیار شوک پولی	گامای معکوس	۰,۰۱	۱,۰۲
σ_Q	انحراف معیار شوک شاخص کل قیمت سهام	گامای معکوس	۰,۰۱	۰,۱۳
σ_A	انحراف معیار شوک تکنولوژی	گامای معکوس	۰,۰۱	۰,۰۷
σ_{Cg}	انحراف معیار شوک مخارج جاری دولت	گامای معکوس	۰,۰۱	۰,۰۴

منبع: یافته تحقیق

توزیع پیشین و توزیع پسین برآوردی شاخص‌های مدل در نمودار (۱) گزارش شده است.



نمودار ۱: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

۵-۳. نتایج مدل

پس از برآورد شاخص‌های مدل، مرحله بعد استفاده از این شاخص‌ها در مدل و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران است. در این بخش توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای الگو در برابر تکانه تعریف‌شده، مورد بررسی قرار گرفته و بر اساس شواهد حاصل از داده‌های واقعی و انتظارات تئوریک ارزیابی می‌شود.

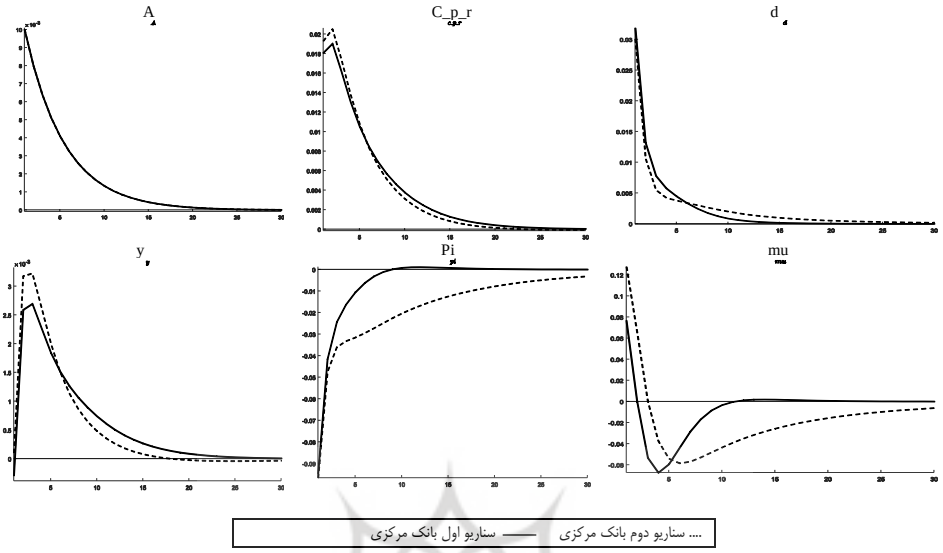
۵-۳-۱. تحلیل پاسخ‌های آنی

توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی‌شده مدل در پاسخ به شوک‌های وارد بر عامل تکنولوژی، شوک مخارج مصرفی دولت، عرضه پول و شاخص کل قیمت سهام با فرض وجود چسبندگی قیمت در الگو تحت دو سناریو مطرح‌شده برای بانک مرکزی در نمودارهای ۲ تا ۵ نشان داده شده است.

- **شوک تکنولوژی**

اثر تکانه تکنولوژی، بر متغیرهای مصرف، سود بنگاه تولیدکننده واسطه‌ای، تولید غیرنفتی، تورم و رشد حجم پول در دو سناریو واکنش بانک مرکزی بررسی شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در اثر شوکی که به‌اندازه یک انحراف معیار به عامل تکنولوژی وارد می‌شود، تحت هر دو سناریو، سود بنگاه تولیدکننده واسطه‌ای افزایش‌یافته و با افزایش خرید سهام این بنگاه‌ها، شاخص کل قیمت سهام افزایش‌یافته است. همچنین با شوک تکنولوژی تولید افزایش و تورم کاهش‌یافته و در پایان رشد حجم پول کاهش داشته است. طبق مباحث نظری، با بهبود سطح تکنولوژی به‌عنوان یکی از عوامل تولید، منحنی عرضه کل به سمت راست منتقل‌شده و به دنبال آن سطح تولید افزایش و قیمت‌ها کاهش می‌یابد. همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیرهای مصرف افراد سهامدار، تولید، رشد حجم پول و تورم تحت سناریو دوم بانک مرکزی تغییرات بیشتری نسبت به سناریو اول نشان می‌دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

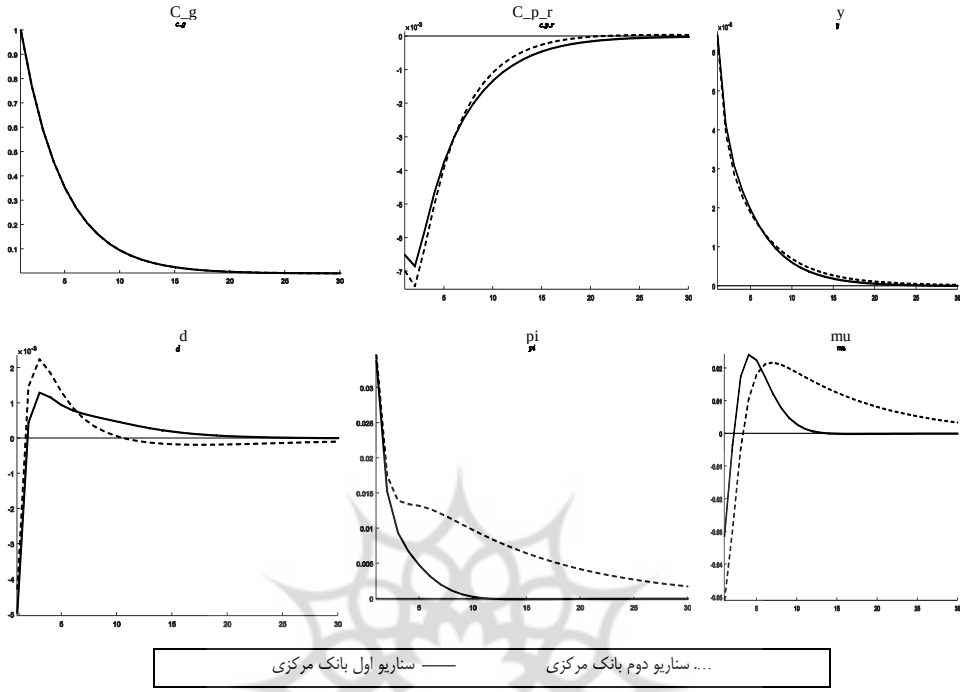


نمودار ۲: توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی‌شده مدل در برابر شوک تکنولوژی تحت دو سناریو بانک مرکزی

- **شوک مخارج مصرفی دولت**

با شوکی به اندازه یک انحراف معیار به مخارج مصرفی دولت ملاحظه می‌شود تحت هر دو سناریو بانک مرکزی، سود بنگاه‌های واسطه‌ای و مصرف کاهش داشته و از سوی دیگر مخارج کل دولت افزایش‌یافته که این خود منجر به افزایش تقاضا و در نتیجه افزایش تولید و تورم شده است. همچنین بر اساس نمودار شماره (۳) مشاهده می‌شود تحت سناریو دوم، تغییرات متغیرها بیشتر از حالت سناریو اول می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

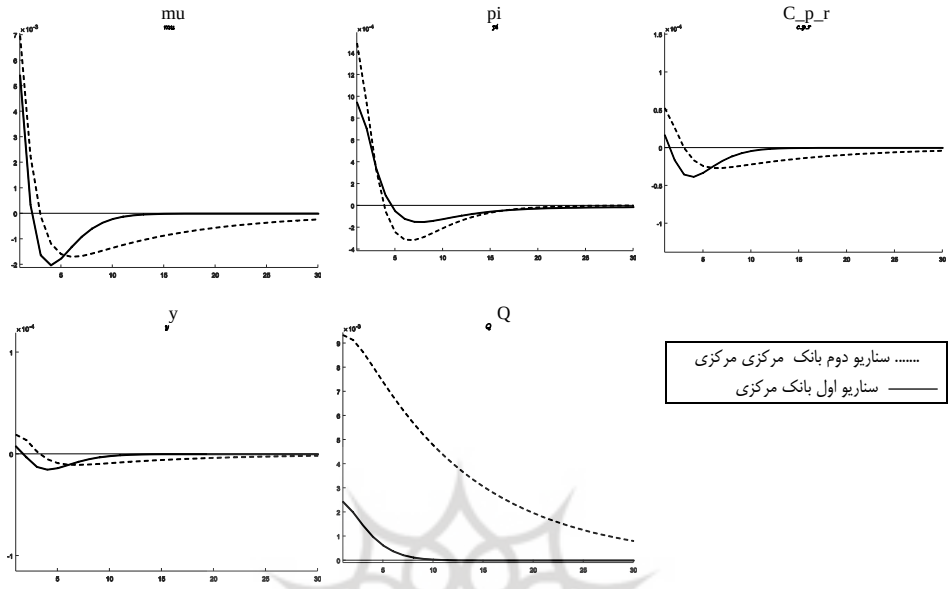


نمودار ۳: توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی‌شده مدل در برابر شوک هزینه‌های جاری دولت تحت دو سناریو بانک مرکزی

- **شوک پولی**

شکل (۴) اثر شوک نرخ رشد پول را بر متغیرهای شاخص کل قیمت سهام، سود بنگاه تولیدکننده واسطه‌ای، مصرف، تولید غیرنفتی و تورم در دو سناریو، بررسی‌شده است. تحت هر دو سناریو، شوک نرخ رشد پول منجر به افزایش مصرف و بنا بر تئوری منجر به افزایش تولید غیرنفتی و افزایش نرخ تورم و فاصله گرفتن از مقدار باثباتشان می‌گردد و سپس با گذشت زمان کاهش پیدا کرده و به مقدار باثباتشان بازمی‌گردند. همچنین مشاهده می‌شود که اثر شوک نرخ رشد پول بر شاخص کل قیمت سهام مثبت است.

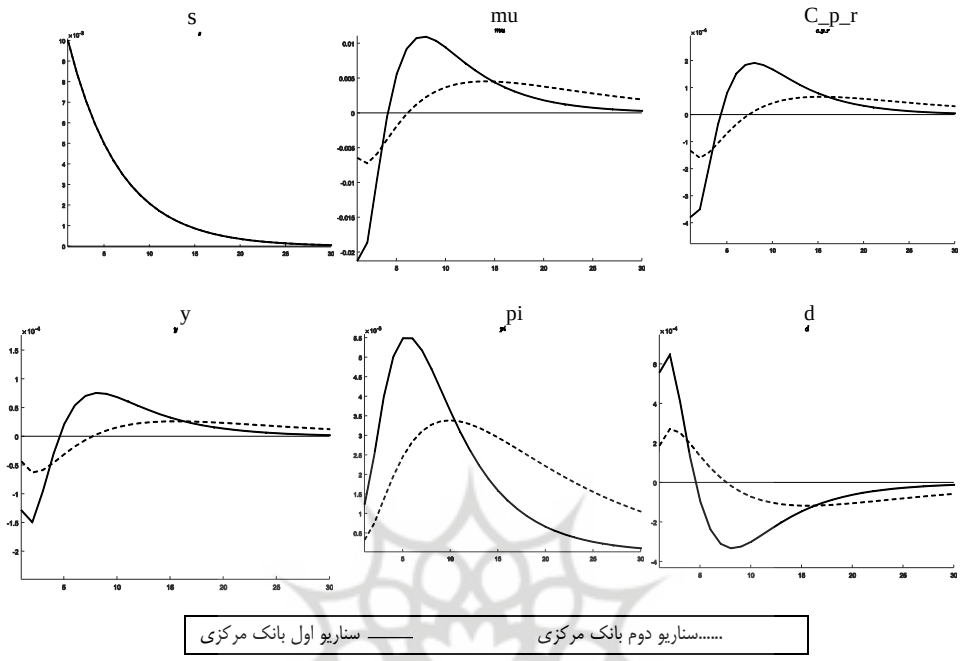
بر اساس این نمودار ملاحظه می‌گردد تغییرات متغیرها در واکنش به شوک پولی تحت سناریو دوم بیشتر از تغییرات آنها تحت سناریو اول می‌باشد.



نمودار ٤: توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی‌شده مدل در برابر شوک پولی تحت دو سناریو بانک مرکزی

- **شوک شاخص کل قیمت سهام**

بر اساس نمودار (۵) مشاهده می‌شود با یک انحراف معیار شوک شاخص کل قیمت سهام، شاخص کل قیمت سهام و سود بنگاه‌های واسطه افزایش‌یافته است اما مصرف افراد سهامدار در زمان شوک ابتدا کاهش نشان می‌دهد که این می‌تواند به دلیل رونق بازار سهام و افزایش تقاضای افراد برای خرید سهام باشد و سپس با انباشت سهام و در نتیجه افزایش دارایی افراد، به دلیل اثر ثروت، مصرف این افراد روند افزایشی به خود می‌گیرد. همچنین ملاحظه می‌گردد در زمان شوک تولید کاهش و تورم افزایش‌یافته است. لذا می‌توان به این نتیجه رسید که اثر ثروت ناشی از شوک شاخص کل قیمت سهام ناچیز بوده و حتی در زمان وقوع شوک مصرف و تولید کاهش‌یافته است، لذا در شرایطی که سرمایه‌گذاری در الگو وارد نشده باشد و تنها اثر ثروت افزایش قیمت سهام بر مصرف در نظر گرفته شود، واکنش بانک مرکزی به شوک شاخص کل قیمت سهام از طریق کاهش رشد حجم پول موجب تغییرات بیشتر متغیرها می‌شود.



نمودار ۵: توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای شبیه‌سازی‌شده مدل در برابر شوک شاخص کل قیمت سهام تحت دو سناریو بانک مرکزی

٦. نتیجه‌گیری

در این مطالعه به‌منظور بررسی ارتباط حجم پول و شاخص کل قیمت سهام و همچنین تحلیل اثر ثروت افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مخارج مصرف و سایر متغیرهای کلان اقتصادی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران طراحی‌شده است. سپس بعد از بهینه‌یابی و به دست آوردن شرایط مرتبه اول کارگزاران، با استفاده از روش اهلیگ شکل خطی-لگاریتمی معادلات حاصل و پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین برآورد شد. در نهایت توابع واکنش متغیرهای کلان اقتصادی در برابر شوک‌ها، تحت دو سناریو واکنش بانک مرکزی استخراج شد که بر اساس سناریو اول، بانک مرکزی تنها به شکاف تولید و تورم از طریق تغییر حجم پول واکنش می‌دهد و بر اساس سناریو دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم به شکاف قیمت سهام نیز واکنش می‌دهد.

بر اساس نتایج توابع واکنش متغیرها در برابر یک انحراف معیار شوک پولی مشاهده می‌شود تورم و تولید بر اساس تئوری و انتظار محقق تحت هر دو سناریو بانک مرکزی افزایش‌یافته است. همچنین با یک انحراف معیار شوک پولی، شاخص کل قیمت سهام افزایش نشان می‌دهد که این افزایش می‌تواند به دلیل افزایش تقاضا برای دارایی‌ها، از جمله سهام به دنبال افزایش حجم پول در گردش و رونق

فعالیت‌های اقتصادی باشد که افزایش تقاضا برای سهام موجب افزایش قیمت آن در بورس می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش حجم پول باعث برهم خوردن تعادل بین مانده پول واقعی و مانده پول مطلوب شده و تلاش برای از بین بردن اضافه عرضه، اضافه تقاضا در دامنه وسیعی از کالاها و خدمات و همچنین دارایی‌های مالی به وجود خواهد آمد و در نتیجه افزایش تقاضا برای دارایی‌ها از جمله سهام موجب افزایش قیمت آنها می‌گردد. افزایش حجم پول همچنین می‌تواند از طریق کاهش نرخ بهره باعث افزایش بازده دارایی مالی شده و تقاضای دارایی‌های مالی از جمله سهام و در نتیجه قیمت آنها را افزایش دهد. بر اساس نتایج مطالعات حسن‌زاده و همکاران (۱۳۹۰)، جهرمی و رستمی (۱۳۹۳)، سلمانی بی شک و همکاران (۱۳۹۴) نیز بین سیاست پولی و افزایش شاخص کل قیمت سهام رابطه مثبت وجود دارد.

نتایج توابع واکنش متغیرها در برابر یک انحراف معیار شوک شاخص کل قیمت سهام نشان می‌دهد، در لحظه شوک تورم تحت هر دو سناریو افزایش داشته اما مصرف و تولید تحت هر دو سناریو بانک مرکزی ابتدا کاهش‌یافته که این می‌تواند به دلیل افزایش خرید سهام در زمان رونق بازار سهام باشد، سپس با افزایش دارایی مالی و به دلیل اثر ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام، مصرف و همچنین تولید شروع به افزایش می‌کنند به‌طوری‌که بعد از پنج دوره مصرف حدود ۰,۰۲ و تولید کمتر از ۰,۰۱ افزایش نشان می‌دهند؛ بنابراین مشاهده می‌شود اثر ثروت ناشی از افزایش شاخص کل قیمت سهام بر مصرف و در نتیجه تولید با تأخیر و اندازه کوچک ایجاد می‌شود و در این حالت اگر بانک مرکزی بر اساس سناریو دوم عمل نماید و با کاهش رشد حجم پول به نوسانات شاخص کل قیمت سهام واکنش نشان دهد موجب تغییرات بیشتر متغیرها خواهد شد (نمودار ۵)؛ بنابراین به دلیل اینکه افزایش شاخص کل قیمت سهام اثر سریع و قابل ملاحظه‌ای بر مصرف و تولید نشان نمی‌دهد و اثر ثروت افزایش قیمت سهام به‌اندازه‌ای نیست که باعث بی‌ثباتی اقتصادی گردد (این می‌تواند به دلیل پایین بودن درصد خانوارهای دارای سهام در اقتصاد ایران باشد، بر اساس برآورد این مطالعه تنها ۲۳ درصد خانوارهای ایرانی دارای سهام می‌باشند از سوی دیگر بر اساس مطالعه کمیجانی و احمدی (۱۳۹۱) ایران نسبت به سایر کشورهای درحال‌توسعه وضعیت مناسبی چه از لحاظ میزان حمایت از سهامداران و چه از لحاظ گسترش بازار سهام نداشته است) توصیه می‌شود بانک مرکزی در زمان رونق بازار سهام به‌منظور ثبات مالی و اقتصادی، سعی در کاهش رشد حجم پول (به‌عنوان ابزار سیاستی) ننماید. بر اساس نتایج برخی مطالعات خارجی نیز همچون مطالعه برنانکه و گتلر (۱۹۹۹)، نیستیکو (۲۰۰۳) و لوپز (۲۰۱۵) در یک مدل اقتصاد بسته بانک مرکزی نباید به شکاف قیمت سهام واکنش نشان دهد.

منابع

بی‌شک سلمانی، محمدرضا؛ برقی اسکویی، محمدمهدی و لک، سودا (۱۳۹۴)."تأثیر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران"، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۲۲، ۱۳۲-۹۳.

حسن‌زاده، علی؛ نظریان، رافیک و کیانوند، مهران (۱۳۹۰). "اثر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران"، فصلنامه پول و اقتصاد، ۹، ۷-۴.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸۷). "اثر تغییر ثروت در بازار سهام بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی (مطالعه موردی: ایران ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۶)"، پژوهشنامه علوم اقتصادی، ۹(۲)، ۸۲-۶۱.

عینیان، مجید و برکچیان، سیدمهدی (۱۳۹۳). "شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی، ۷(۲۰)، ۱۹۴-۱۶۱.

کشاورز حداد، غلامرضا و مهدوی، امید (۱۳۸۴). "آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟"، مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۱، ۱۷۰-۱۴۸.

کمیجانی، اکبر و سهیلی احمدی، حبیب (۱۳۹۱). " تحلیل و بررسی نقش حمایت از حقوق سهامداران در گسترش بازار سهام در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه"، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، ۱(۱)، ۶۲-۴۱.

Bernanke, B. and Gertler, M. (1999). Monetary policy and asset price volatility, Working. Paper 7559.

Castelnuovo, E. and Nisticò, S. (2010). Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model for the U.S, Journal of Economic Dynamics and Control, 2010, Vol. 34, Issue 9, 1700-1731.

Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*‖, Princeton: Princeton University Press, Gujarati, D. N. (2003), *Basic Econometrics*.

Gali, J.; Lopez, D. and Valles, J. (2005). Understandig The Effects Of Goverment Spending On Concomption" Working Paper Series working

Modigliani, F. (1986). Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations, American Economic Review, 76, 297-313

Nistico, S. (2003). Monetary policy and stock-price dynamics in a DSGE framework. LLEE Working Paper no. 28.

Nistico, S. (2010); Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model for the U.S. Journal of Economic Dynamics & Control, 34, 1700-1731

Paetz, M. and Gupta, R. (2014). Stock Price Dynamics and the Business Cycle in an Estimated DSGE Model for South Africa, Department of Economics Working Paper Series.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on public policy, North-Holland.

Todirica, D. (2009). The Effect of House Prices on Private Consumption in Denmark, Copenhagen Business School.

Uhlig, H. (1999). A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic stochastic Models Easily, Computational Methods for the study of Dynamic Economies, Oxford: Oxford University press, 30-61, Copenhagen Business School.

Rotemberg, J. and Woodford, M. (1997a). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. NBER Macroeconomics Annual.

López, M. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy, Ensayos sobre Política Económica, 33 (2015): 93-102.

پیوست ۱. شرایط مرتبه اول خانوارها و بنگاه‌های واسطه‌ای

شرایط مرتبه اول حاصل از بهینه‌یابی خانوار ریکاردویی عبارت‌اند از:

$$\frac{\partial L}{\partial C^r_{p,t}}: \quad \lambda_t = \phi\left(\frac{\tilde{c}^r_t}{c^r_{p,t}+\chi y^g_t}\right)^{\frac{1}{\nu}}\left[\varpi\beta \mathrm{E}_t(\tilde{c}^r_{t+1}-\varpi\tilde{c}^r_t)^{-\sigma}-(\tilde{c}^r_t-\varpi\tilde{c}^r_{t-1})^{-\sigma}\right] \qquad (۱)$$

$$\frac{\partial L}{\partial(\frac{M_t}{P_t})}: \quad (\frac{M_t}{P_t})^{-\gamma}+\lambda^r_t=\beta \mathrm{E}_t\frac{\lambda^r_{t+1}}{\pi_{t+1}} \qquad (۲)$$

$$\frac{\partial L}{\partial(\frac{B_t}{P_t})}: \quad \lambda^r_t=\beta \mathrm{E}_t\frac{\lambda^r_{t+1}}{\pi_{t+1}}(1+R_t) \qquad (۳)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L^r_t}: \quad \lambda^r_t\frac{W_t}{P_t}=(l^r_t)^{-\eta} \qquad (۴)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_t}: \quad Q_t=s_t\beta \mathrm{E}_t\frac{\lambda^r_{t+1}}{\lambda^r_t}\frac{p_t}{p_{t+1}}(Q_{t+1}+d_{t+1}) \qquad (۵)$$

شرایط مرتبه اول خانوار غیر ریکاردویی نسبت به مصرف و فراغت عبارت است از:

$$\frac{\partial L}{\partial L^r_t},\frac{\partial L}{\partial C^{nr}_{p,t}}: \quad \frac{(l^{nr}_t)^{-\eta}}{w_t}=\phi\left(\frac{\tilde{c}^{nr}_t}{c^{nr}_{p,t}+\chi y^g_t}\right)^{\frac{1}{\nu}}(\tilde{c}^{nr}_t)^{-\sigma} \qquad (۶)$$

معادله اولر برای قیمت کالای واسطه عبارت است از:

$$\begin{aligned}&(1-\varepsilon)\left(\frac{p_t(i)}{p_t}\right)^{-\varepsilon}\frac{y^p_t}{p_t}+\varepsilon\frac{w_t}{A_t}\frac{y^p_t}{p_t}\left(\frac{p_t(i)}{p_t}\right)^{-\varepsilon-1}\\&=\phi_p\frac{y^p_t}{\pi_{-1}p_{t-1}(i)}\left(\frac{p_t(i)}{\pi_{t-1}p_{t-1}(i)}-1\right)-\phi_p s_t\mathrm{E}_t\left\{\beta\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}y^p_{t+1}\frac{p_{t+1}(i)}{\pi_t(p_t(i))^2}\left(\frac{p_{t+1}(i)}{\pi_t p_t(i)}-1\right)\right\}=0\end{aligned} \qquad (۷)$$

پیوست ۲.

جدول ۱: لیست نسبت‌های محاسبه‌شده با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران.

نسبت	توضیحات	مقدار	نسبت	توضیحات	مقدار
$\frac{\bar{w}\bar{l}^{nr}}{\bar{c}_p^{nr}}$	نسبت باثبات درآمد کار خانوار غیر ریکاردویی به مصرف غیر ریکاردویی	۰٫۸۴	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	نسبت باثبات مصرف کل به تولید کل	۰٫۸۱
$\frac{\bar{t}}{\bar{c}_p^{nr}}$	نسبت باثبات مالیات به مقدار مصرف غیر ریکاردویی	۰٫۳۲	$\frac{c^g}{\bar{y}}$	نسبت باثبات مخارج مصرفی دولت به تولید کل	۰٫۱۹
$\frac{\bar{Q}}{(\bar{Q}+\bar{d})}$	نسبت باثبات قیمت سهام به مجموع سود و قیمت سهام	۰٫۰۶	$\frac{\bar{l}^{nr}}{\bar{l}}$	نسبت باثبات نیروی کار غیر ریکاردویی به کل نیروی کار	۰٫۷۷
$\frac{\bar{d}}{(\bar{Q}+\bar{d})}$	نسبت باثبات سود بنگاه واسطه به مجموع سود و قیمت سهام	۰٫۹۴	$\frac{\bar{l}^{r}}{\bar{l}}$	نسبت باثبات نیروی کار ریکاردویی به کل نیروی کار	۰٫۲۳
$\frac{\bar{c}_p^{nr}}{\bar{c}}$	نسبت باثبات مصرف غیر ریکاردویی به مصرف کل	۰٫۷۷	$\frac{\bar{c}_p^{r}}{\tilde{\bar{c}}^{r}}$	نسبت باثبات مصرف ریکاردویی به مجموع مصرف ریکاردویی، مصرفی دولتی و تولید عمومی	۰٫۳۴
$\frac{\bar{c}_p^{r}}{\bar{c}}$	نسبت باثبات مصرف ریکاردویی به مصرف کل	۰٫۲۳	$\frac{\bar{c}^{g}}{\tilde{\bar{c}}^{r}}$	نسبت باثبات مصرف دولتی به مجموع مصرف ریکاردویی، مصرفی دولتی و تولید عمومی	۰٫۳۵
$\frac{\bar{c}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات مصرف به سود بنگاه واسطه	۲٫۹			
$\frac{c^g}{\bar{d}}$	نسبت باثبات مخارج عمومی به سود بنگاه واسطه	۰٫۷۰	$\frac{\bar{c}_p^{nr}}{\tilde{\bar{c}}^{nr}}$	نسبت باثبات مصرف غیرریکاردویی به مجموع مصرف غیرریکاردویی، مصرفی دولتی و تولید عمومی	۰٫۶۴
$\frac{\bar{w}\bar{l}}{\bar{d}}$	نسبت باثبات جبران خدمات کار خصوصی به سود بنگاه واسطه	۲	$\frac{\bar{c}^{g}}{\tilde{\bar{c}}^{nr}}$	نسبت باثبات مصرف دولتی به مجموع مصرف غیرریکاردویی، مصرفی دولتی و تولید عمومی	۰٫۱۶
			$c_{p,t}^{r}=(1-\tau)c_t$	مصرف ریکاردویی	□
$\bar{r}=\frac{\pi}{\beta}-1$	نرخ باثبات بهره	۰٫۰۴			

منبع: محاسبات محققین