Archive of SID

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۸۷، تابستان ۱۳۹۷، ۱۶۲-۱۲٤

سیاست پولی سازگار با اقتصاد نفتی ایران با رویکرد DSGE-BVAR[1]

الهام اسمعیلی‌پور ماسوله*

شمس‌الله شیرین بخش ماسوله** ایلناز ابراهیمی***

دریافت: ۹۶/٤/٤ پذیرش: ۹۶/۷/٤

DSGE-BVAR / اقتصاد صادرکننده نفت / تکانه نفتی / سیاست پولی

چکیده

هدف از این مقاله تبیین سیاست پولی سازگار با شرایط اقتصادی کشور است. از این‌رو در این مقاله تلاش شده است در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی سازگار با ویژگی‌های اقتصاد ایران دو حالت تابع عکس‌العمل بانک مرکزی مورد ارزیابی قرار گیرد. در حالت اول، سیاستگذار با توجه به سطح تولید، انحراف تورم از تورم هدف و نرخ ارز سیاستگذاری می‌کند. در حالت دوم مبنای تصمیم‌گیری انحراف تولید از تولید بالقوه، انحراف تورم آتی از تورم هدف و نرخ ارز بوده و در هر دو حالت بهره‌گیری از تجربیات سیاستی نیز به عنوان متغیری برای سیاستگذاری لحاظ شده است. برای کاهش خطای پیش‌بینی مدل و ایجاد هماهنگی بیشتر بین مبانی نظری و داده‌ها از رویکرد هیبریدی DSGE-BVAR استفاده شده است.

---

۱. این مقاله برگرفته از پایان نامه دکتری با عنوان «یک مدل اقتصاد باز کوچک برای ایران با رویکرد DSGE-BVAR» می‌باشد.

*. دانشجوی دکتری دانشگاه الزهرا و عضو هیات علمی موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی

**. دانشیار دانشگاه الزهرا.

***. عضو هیات علمی پژوهشکده پولی و بانکی.

■ الهام اسمعیلی‌پور ماسوله، نویسنده مسئول.

www.SID.ir

Archive of SID

پس از برآورد پارامترها با استفاده از رویکرد بیزی، اثرات تکانه‌های نفتی، ارزی و پولی بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصاد در دوره ۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۹:۱تحلیل شدند. یافته‌ها حاکی از کاهش تولید و تورم در برابر تکانه‌های نفتی و ارزی و در مقابل افزایش این متغیرها در نتیجه تکانه پولی است. تکانه‌های مثبت درآمدهای نفتی و نرخ ارز موجب افزایش مخارج عمرانی دولت می‌شود. از دیگر یافته‌ها آنکه دولت برای کمینه‌سازی انحراف تولید از تولید بالقوه و مهار تورم آتی، با تمرکز بیشتر بر تجربیات پیشین تصمیم‌سازی می‌کند و در این حالت نیز در صورت وارد شدن هر گونه تکانه به اقتصاد، متغیرهای کلان اقتصادی در مقایسه با حالت اول سریعتر به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردند، بنابراین این حالت برای اقتصاد ایران پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E27- E52-Q43

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

ایران از جهت دارا بودن ذخایر اثبات شده نفت در سال ۲۰۱۶ در رتبه چهارم جهانی قرار داشته و از نظر تولید و صادرات نفت[۱] نیز به ترتیب در جایگاه ششم و سوم[۲] قرار گرفته است. وجود این مزیت نسبی موجب سهم‌گیری بالای درآمدهای نفتی از بودجه دولت (به طور متوسط ۵۲/۵ درصد[۳] در طول سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۴ و وابستگی بالای اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی شده است. از آنجا که تعیین دقیق درآمدهای نفتی امکان‌پذیر نمی‌باشد، بودجه‌ریزی بر مبنای این درآمدها همواره با نااطمینانی همراه است. بی‌تردید عدم تحقق درآمدهای پیش‌بینی شده دولت از محل صادرات نفت که دولت مالک انحصاری این بخش است، نه تنها بر اجرای طرح‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی که رابطه مستقیمی با مخارج عمرانی دولت دارد، تاثیرگذار است بلکه نوسانات اقتصادی و کاهش رفاه اجتماعی را نیز به دنبال خواهد داشت. از این‌رو، برنامه‌ریزی دقیق برای ایجاد ثبات اقتصادی و آگاهی از سازوکار تاثیر تکانه‌های نفتی بر وضعیت متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی و در نهایت تدوین سیاست‌های پولی متناسب با ویژگی‌های اقتصاد نفتی ایران ضروری است. دستیابی به این مهم، مستلزم بهره‌گیری از مدل‌هایی است که بخش‌های داخلی، خارجی و ساختار سیاست‌های پولی اقتصاد را در یک چارچوب تعادلی و پویا همچون مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[۴] مدل‌سازی کند. اگرچه مطالعات بسیاری به تبیین سیاست پولی بهینه برای اقتصاد نفتی ایران پرداخته‌اند اما توجه چندانی به بهره‌گیری از تجربیات سیاستی پیشین نشده است. با توجه به شرایط کشور و بروز نوسانات اقتصادی بسیار همچون وقوع سه دوره تناوبی رکود تورمی در اقتصاد ایران از دهه پنجاه شمسی تا کنون به علت افزایش قیمت نفت (دوره اول پس از افزایش درآمدهای نفتی در سال ۱۳۵۲، دوره دوم تشکیل دولت پس از پایان جنگ تحمیلی و دوره سوم نیز بعد از افزایش قیمت نفت در آغاز دولت هشتم) و وجود روند سینوسی افول اقتصادی در ایران، توجه به تجربیات پیشین در مقابله با بروز تکانه‌های نفتی از سوی سیاست‌گذاران حائز اهمیت است. از سوی

---

۱. تولید و صادرات روزانه نفت ایران به ترتیب معادل ۳۵۹۴۰۰۰ و ۲۴۴۵۰۰۰ بشکه در روز است.

2. http://www.indexmundi.com.

۳. محاسبه شده براساس داده‌های بانک مرکزی.

4. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE).

www.SID.ir

Archive of SID

دیگر، تاب‌آوری اقتصاد کشور از شوک‌های پیش‌بینی نشده نفتی مرهون نگاه آینده‌نگرانه سیاستگذاران است. این در حالی است که در عمده مطالعات داخلی توجه کمی به این مقوله شده است. از این رو در این مقاله تلاش شده است تا با لحاظ دو تابع عکس‌العمل پولی یکی با همسویی بیشتر به مطالعات پیشین و دیگری با لحاظ نکات فوق (نگاه آینده‌نگرانه و بهره‌گیری از تجربیات سیاستی دوران گذشته) و مقایسه این دو با یکدیگر، سیاست پولی منطبق با مشخصه‌های اقتصاد ایران شناسایی شود.

نکته قابل توجه دیگر آن است که عمده بررسی‌های انجام شده در سال‌های اخیر در قالب مدل‌های DSGE بوده است. این در حالی است که این مدل‌ها به علت به کارگیری از روش‌های کالیبراسیون غیررسمی برای ارزیابی و برآورد، به شدت مورد انتقاد برخی از اقتصاددانان هستند. بنابراین باید از روشی برای برآورد این مدل استفاده شود که بتواند در کنار مدل‌سازی واقعیات اقتصاد ایران، برازش بهتری از اثر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی ارائه کند. یکی از راهکارهای رفع نقصان مدل‌های DSGE تلفیق این مدل‌ها با مدل‌های سنجی همچون BVAR[1] است چرا که این امر موجب سازگاری بیشتر بین DSGE منطبق بر تئوری‌ها و VARای که سازگاری بهتری با داده‌ها دارد، می‌شود. مدل هیبریدی DSGE–BVAR علاوه بر آنکه خطای پیش‌بینی مدل‌های DSGE را کاهش می‌دهد موجب هماهنگی بیشتر بین مبانی نظری و داده‌ها شده که نتیجه آن برازش بهتر داده‌هاست.

از این‌رو، در این مقاله تلاش شده است تا در چارچوب یک مدل DSGE–BVAR متناسب با ویژگی‌های اقتصاد ایران، تاثیر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شود. بر این اساس، ساختار این مقاله به صورت زیر است:

پس از بیان مقدمه و بررسی پیشینه تحقیق، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی سازگار با اقتصاد کوچک باز ایران تدوین شده است. در قسمت سوم متدولوژی تحقیق ارائه شده و در ادامه نتایج حاصل از برآورد مدل و اثر تکانه‌های مختلف بر متغیرهای کلان بررسی شده‌اند. در پایان نیز جمع‌بندی و توصیه ای برای سیاستگذاران پولی ارائه شده است.

1. Bayesian Vector Autoregression

www.SID.ir

Archive of SID

۱. پیشینه تحقیق

با توجه به تغییراتی که در سیاستگذاری پولی از دهه ۱۹۶۰ شروع شد، کشورها با توجه به شرایط اقتصادی خود از ابزارهایی چون نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز و یا ترکیبی از این ابزارها برای مدیریت پول بهره می‌برند. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از روشهای کنترل بهینه قاعده سیاست بهینه پولی برای اقتصاد ایران، با فرض اینکه سیاست گذار از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌شود، استخراج کردند. برای این منظور یک مدل پویای تصادفی شامل انتظارات عقلایی برای اقتصاد کشور ارائه شد که پارامترهای آن با توجه به مقادیر ضرایب به دست آمده در مطالعات قبلی تنظیم شدند. نتایج نشان دادند که رفتار بهینه سیاستگذار آن است که نرخ بهره را در پاسخ به تکانه تکنولوژی کاهش دهد. همچنین لازم است سیاستگذار نسبت به افزایش حجم پول به صورت تهاجمی واکنش نشان دهد. بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)، برای تحلیل سیاست پولی ایران از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بهره جستند. در این الگو ابزار سیاستگذاری بانک مرکزی شامل کنترل اعتبارات اعطائی و دخالت در ارز است. نتایج برآورد الگوی مورد نظر حاکی از آن است که در صورت پیگیری سیاست هدف‌گذاری تورم و با بروز تکانه نفتی، نوسانات کمتری در متغیرهای کلان رخ می‌دهد. رضا بوستانی (۱۳۹۱)، براساس بهینه یابی خرد و چسبندگی قیمت‌های داخلی به ارزیابی سیاستهای پولی مختلف در ایران پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اجرای سیاست هدف‌گذاری تورم داخلی رابطه تورم و بیکاری را بی‌اثر می‌کند. از بین قواعد پولی، قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی با اطلاعات کامل نتایج سیاست پولی بهینه را به دست می‌دهد. همچنین سیاست نرخ ارز ثابت بدترین عملکرد و قاعده پولی هدف‌گذاری تورم بهترین عملکرد را در بین قواعد پولی دارد. زراء نژاد و انواری (۱۳۹۱)، برای تعیین سیاستهای پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بهره جستند. در این مدل برای انطباق با شرایط وابسته به نفت ایران، بخش مالی به صورت بخش دولت، تکانه مخارج و اثرات تغییر منابع درآمدهای دولت شامل مالیات و درآمدهای نفتی در نظر گرفته شده است. برای ساده شدن مدل با فرض کوچک بودن کشور در بازار نفت، قیمت نفت برای اقتصاد داخل به صورت برونزا در نظر گرفته شده است. با توجه به تبدیل درآمد حاصل از فروش نفت خام به پول داخلی،

www.SID.ir

Archive of SID

نوسانات دلارهای نفتی و نرخ ارز براساس تغییرات حجم پول داخلی بررسی شده است. نتایج تابع سیاستی حاکی از آن است که با افزایش تورم، شکاف تولید و حجم نقدینگی، افزایش نرخ بهره یکی از بهترین راه‌ها برای کاهش بی‌ثباتی است. براساس نتایج نااطمینانی مدل، عملکرد سیاستی و عکس‌العمل‌های سیاستگذاران با بهبود همراه بوده است. نااطمینانی مدل در تصریح قواعد سیاستی منطبق با شرایط تعهدی بوده است. همچنین در حالت وجود دوره‌های ماندگاری تورم در اقتصاد ایران پاسخ‌های با وزن بیشتر در دوره اول، پاسخ‌های بهینه نسبت به حالت پارامترهای مطمئن بوده است. فرازمند و همکاران (۱۳۹۲)، نیز جهت تثبیت تولید، تورم و توزیع درآمد همزمان با اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، قواعد سیاست پولی و مالی بهینه را تعیین کردند. در این راستا، با استفاده از نظریه کنترل بهینه یک تابع زیان سیاستگذاران پولی و مالی شامل توان دوم متغیرهای تورم، رشد شکاف تولید، ضریب جینی و انحراف رشد حجم نقدینگی و رشد مخارج دولت از مقادیر دوره قبل با توجه به سه قید منحنی تقاضای کل، منحنی فیلیپس و معادله توزیع درآمد کمینه شده و قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در شرایط اصلاح قیمت حامل‌های انرژی استخراج شدند.

شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲)، برای استخراج قاعده پولی بهینه برای بانک مرکزی ایران از روش تعادل عمومی پویای تصادفی بهره بردند. در این مقاله، مکانیزم انتقال پولی مدل شامل چهار معادله تقاضای کل، عرضه کل، قیمت نفت و رابطه تیلور می‌باشد. در این مقاله ثابت می‌شود که فرم پویای رابطه تقاضای کل، با درنظر گرفتن ماهیت پولی تورم در ایران، تابعی از نرخ رشد حجم پول است. با این فرض که هدف بانک مرکزی پیگیری همزمان نرخ تورم هدف و شکاف تولید است و با توجه به مکانیزم انتقال پولی، قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران به صورت تابعی از شکاف تورم، شکاف تولید و نرخ رشد درآمدهای نفتی استخراج شده است.

ربیع همدانی و پدرام (۲۰۱۴)، با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی سیاست پولی بهینه برای اقتصاد ایران مطابق با ویژگی‌های ساختاری آن و نیز سنجش اثر تکانه‌های خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی، پرداختند. نتایج گواه آن است که سیاست پولی بهینه برای اقتصاد ایران بر حسب عملکرد تثبیتی و هزینه‌های رفاه، قانون هدف‌گذاری تورم داخلی است. لازم به ذکر است که افزودن نرخ ارز در قانون هدف‌گذاری تورم

www.SID.ir

Archive of SID

داخلی در مقایسه با قانون هدف‌گذاری تورم داخلی به بهبود رفاه و تثبیت اقتصادی منجر شده و نتیجه بهتری حاصل می‌شود.

رومر (۲۰۰۸)، به بررسی سیاست پولی در اقتصادهای تولیدکننده نفت پرداخته است. او در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نشان می‌دهد که برای تثبیت تورم و تولید، قانون تیلور بر حسب تولید کالای نهایی و نفت بهتر از قانون تیلوری که صرفا برحسب تولید کالای نهایی تعریف شده است، واقعیات اقتصادی را آشکار می‌سازد. علاوه بر آن، نتایج حاکی از آن است که از میان انواع قوانین تیلور، قاعده‌ای که برحسب مصرف و نه تنها تولید کالای نهایی است، رفاه را حداکثر می‌سازد.

اولاینی اولائو ریچارد[1] (۲۰۰۹)، با استفاده از روش DSGE-BVAR یک مدل اقتصاد باز کوچک را با هدف شناسایی بهترین روش برای مدیریت پولی در مواجهه با سیکلهایی همچون بحران جهانی اخیر، برای کشور نیجریه برآورد کرد. در این مقاله برای تولید توزیع‌های پیشین مدل VAR هم‌راستا با تکنیک DSGE-BVAR(λ) اقدام شده است.

او چهار حالت قانون تیلور را با و بدون وجود متغیرهای اجباری در مدل بررسی نمود. در همه قوانین تحت بررسی، مشاهده شد که بانک مرکزی نیجریه وزن کمی را به رفتار نرخ ارز در واکنش به سیکل‌ها مدنظر قرار داده که این امر موجب جهش نرخ ارز و کاهش رقابت‌پذیری کشور و افزایش هزینه واردات شده است. علاوه بر آن به این نتیجه رسید که بانک مرکزی به شدت به رفتار تورم عکس‌العمل نشان داده و با درجه‌ای کمتر به رفتار محصول، شکاف محصول یا رشد آن در برابر تکانه‌ها واکنش نشان داده است. او نتیجه گرفت برای بانک مرکزی نیجریه بسیار مهم است که یک سیاست راهنمای نرخ ارز را دنبال کند، سیاستی که واکنش‌های فعالانه‌ای به تکانه‌های نرخ ارز برای اجتناب از جهش‌های بیش از حد و ماندگار داشته باشد. الگوژینا[2] (۲۰۱۵)، با استفاده از یک مدل تلفیقی سیاست مالی و پولی بر مبنای تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست پولی بهینه را در حالت توافق/تضاد سیاست مالی برای کشورهای نفتی در حال توسعه بررسی کرده است. مدل متشکل از مجموعه‌ای از ویژگی‌های ساختاری شامل دو ابزار پولی (نرخ بهره و نرخ ارز)، دو ابزار مالی (مصارف و سرمایه‌گذاری دولتی)، دو بخش تولید (نفتی و غیرنفتی) و

1. Olayeni Olaolu Richard (2009).
2. Algozhina, A.(2015).

www.SID.ir

Archive of SID

دو نوع خانوار (بهینه‌گر و غیر بهینه‌گر) می‌باشد. علاوه بر این، مدل شامل حاکمیت صندوق ثروت[1]، انباشت ذخایر ارز، بدهی خارجی بخش خصوصی از طریق محدودیت وثیقه و تکانه قیمت جهانی نفت می‌باشد. با توجه به قانون تیلور، رفاه به صورت تقریب مرتبه دوم مطلوبیت خانوار، سیاست مالی موافق/ متضاد را آزمون می‌کند. در صورتی که سیاست مالی خنثی باشد، رفاه کاهش می‌یابد. در حالیکه در حالت تلفیقی سیاست بهینه به خوبی با توابع واکنش تکانه‌ای قابل توضیح هستند.

جدول ۱ـ خلاصه و طبقه‌بندی مطالعات داخلی و خارجی در حوزه تعیین سیاست پولی بهینه

نویسنده (سال)	هدف	نتایج
رضا بوستانی (۱۳۹۱)	ارزیابی سیاست‌های پولی مختلف برای اقتصاد ایران	قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی با اطلاعات کامل بهترین سیاست پولی است.
شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲)	تعیین قاعده پولی بهینه برای بانک مرکزی ایران	قاعده پولی بهینه ترکیبی از شکاف تولید، شکاف تورم و نرخ رشد درآمدهای نفتی است.
ربیع همدانی و پدرام (۲۰۱۴)	تعیین سیاست پولی بهینه برای اقتصاد ایران	سیاست پولی بهینه قانون هدف‌گذاری تورم داخلی با لحاظ نرخ ارز است.
رومرو (۲۰۰۸)	تعیین قانون تیلور بهینه برای اقتصادهای تولیدکننده نفت	از میان انواع قوانین تیلور، قاعده‌ای که بر حسب مصرف و تولید کالای نهایی باشد حداکثرکننده رفاه است.
ریچارد اولاینی اولائو (۲۰۰۹)	تعیین سیاست پولی بهینه برای بانک مرکزی نیجریه	بهترین سیاست پولی برای بانک مرکزی نیجریه بکارگیری سیاست نرخ ارز و بهره‌گیری از نتایج سیاست‌های گذشته است.
الگوژینا (۲۰۱۵)	تعیین سیاست پولی بهینه برای کشورهای نفتی در حال توسعه	سیاست پولی بهینه از تلفیق سیاست مالی و پولی حاصل می‌شود.

همانگونه که مشاهده می‌شود مطالعات داخلی اندکی به تعیین سیاست پولی بهینه برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند و در هیچ یک از مطالعات انجام شده به دو نکته ۱. تکرارپذیری شرایط رکود تورمی در کشور ناشی از

1. Sovereign Wealth Fund.

www.SID.ir

Archive of SID

تغییرات قیمت جهانی نفت و لزوم توجه به تجربیات گذشته در قاعده پولی و ۲. تقلیل اثرات شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران با نگاهی آینده‌نگرانه و سیاستگذاری پولی با رویکردی رو به جلو، توجه نشده است. از این‌رو در این مقاله تلاش شده است این دو حوزه مورد توجه قرار گیرد. بدین منظور دو نوع قاعده پولی تعریف شده است که در هر دوی آن‌ها متغیری برای نشان دادن میزان بهره‌گیری از تجربیات گذشته اضافه شده است. اولین قاعده پولی برحسب شکاف تورم از تورم هدف، تولید، نرخ ارز و میزان توجه به تجربیات پیشین تعریف شده است. دومین قاعده با نگاه آینده‌نگرانه با لحاظ انحراف تورم آتی از تورم هدف و شکاف تولید از تولید بالقوه، نرخ ارز و متغیر بهره‌برداری از سیاست‌های پیشین تعریف شده است. از دیگر تفاوت‌های این مقاله با مطالعات داخلی پیشین می‌توان به استفاده از مدل هیبریدی DSGE–BVAR اشاره کرد. همانگونه که در بخش مقدمه بیان شد این مدل علاوه بر کاهش خطای مدل‌های DSGE، به دلیل ایجاد هماهنگی بیشتر بین مبانی نظری و داده‌ها، نتایج بهتر که انطباق بیشتری با واقعیات اقتصادی دارد، ارائه خواهد کرد.

۲. مدل

الگوی مورد استفاده با فرض وجود یک اقتصاد باز کوچک و در چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با توجه به خصوصیات اقتصادی یک کشور صادرکننده نفت تبیین شده است. مهم‌ترین فروض در ساخت این مدل عبارتند از:

- کشور مورد بررسی در بازار نفت یک کشور کوچک است. یعنی فرض بر این است که تصمیمات این کشور، تاثیری بر قیمت‌های جهانی نفت نداشته و قیمت آن بر اقتصاد داخلی برونزا محسوب می‌شود.
- با توجه به سهم بیش از ۷۵ درصدی صادرات نفت از درآمدهای ارزی کشور[۱]، فرض می‌شود کشور به جز صادرات نفت، رابطه مبادله دیگری با خارج از کشور ندارد[۲].

۱. پیش از تشدید تحریم‌ها بر کشور بیش از ۸۰ درصد از صادرات کشور ناشی از صادرات نفت بود که پس از تشدید تحریم‌ها این سهم به ۷۷ درصد کاهش یافت (نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران).
۲. هدف اصلی این مقاله استفاده از متدلوژی DSGE-BVAR برای اقتصاد باز کوچک ایران است. به لحاظ ساده‌سازی مدل تنها منبع ورود ارز به کشور صادرات نفت در نظر گرفته شده و بحث واردات و صادرات کالاهای غیرنفتی دیده نشده است.

www.SID.ir

Archive of SID

- عدم استقلال بانک مرکزی منجربه سلطه مالی دولت در سیاستگذاری پولی شده است.
- نحوه تخصیص بودجه دولت به مخارج جاری و عمرانی و رابطه درآمدهای نفتی با این دو متغیر، به این صورت است که با کاهش درآمدهای نفتی، دولت از حجم مخارج عمرانی در مقایسه با مخارج جاری بیشتر کم می‌کند و در زمان افزایش درآمدهای نفتی، حجم مخارج جاری دولت بیش از مخارج عمرانی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، چسبندگی مخارج جاری دولت در هنگام کاهش درآمدهای نفتی بیشتر است.
- با توجه به بالا بودن درجه وابستگی اقتصاد کشور به نفت و درآمدهای ارزی ناشی از صادرات آن، تکانه درآمدهای نفتی در رابطه مربوط به سرمایه‌گذاری دولتی وارد می‌شود.

با توجه به فروض فوق‌الذکر، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی گسترش داده می‌شود. مدل از سه بخش خانوار، بنگاه و دولت - بانک مرکزی تشکیل شده است. خانوار از مصرف کالا و نگهداری مانده حقیقی پول مطلوبیت به دست می‌آورد و با کار کردن در بخش تولید کالاهای واسطه‌ای، از مطلوبیت آن‌ها کاسته می‌شود. بنگاه‌ها شامل بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای و بنگاه تولیدکننده کالای نهایی است. روابط دولت و بانک مرکزی نیز با یکدیگر تصریح می‌شود.

۲-۱. خانوار

با الهام از الگوی متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) بخش خانوار طراحی شده است. در اینجا فرض بر آن است که خانوار با عمر نامحدود صاحب بنگاه و تامین‌کننده نیروی کار است. در هر دوره، خانوار، عوامل تولید مانند نیروی کار و سرمایه را به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای عرضه کرده و از این طریق درآمد به دست می‌آورد و به دولت مالیات پرداخت می‌کند. سپس خانوار بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالای نهایی کرده و به مصرف می‌رساند و آنچه در پایان دوره برای خانوار باقی می‌ماند سرمایه‌گذاری می‌شود.

با توجه به آنکه خانوار نماینده از مصرف کالا و نگهداری مانده حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و به دلیل کار کردن مطلوبیت از دست می‌دهد، تابع مطلوبیت خانوار تابع MIU[1] است که به صورت زیر تعریف می‌شود.

1. Money In Utility.

www.SID.ir

Archive of SID

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t \right) \quad (۱)$$

که با توجه به شکل تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که این خانوار در طول حیات خود به دست می‌آورد، به شکل زیر خواهد بود:

$$E_t \sum \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{v}{1-\varepsilon} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} - \vartheta \frac{L_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right) \quad (۲)$$

در این تابع E_t عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل، عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، ε عکس کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول و $\gamma(\gamma>0)$ عکس کشش عرضه نیروی کار، C_t مصرف خانوار، M_t مانده اسمی پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها و L_t مجموع نیروی کار عرضه شده از سوی خانوار نماینده برای استفاده در فرآیند تولید کالای واسطه‌ای است.

خانوار نماینده دوره t را با M_{t-1} شروع می‌کند که از فعالیت اقتصادی دوره قبل باقی مانده است و K_t واحد سرمایه دارد. در طی دوره t، خانوار اقدام به عرضه عوامل تولید (کار و سرمایه) به بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای می‌کند. عرضه نیروی کار و سرمایه بنگاه‌های مختلف باید به گونه‌ای باشد که در تمام دور ه‌ها $L_t = \int_0^1 L_{j,t} dj$ و $K_t = \int_0^1 K_{j,t} dj$ این برابری‌ها برقرار شوند. خانوار از محل عرضه نیروی کار و سرمایه، درآمد به دست می‌آورد که به اندازه T به دولت مالیات پرداخت می‌کند. از سوی دیگر، خانوار مالک سهام بنگاه است بنابراین در هر دوره سود سهام نیز دریافت می‌کند. جمع سود سهام دریافتی از بنگاه‌ها ($D_{j,t}$) به صورت مقابل است:

$$D_t = \int_0^1 D_{j,t} dj \quad (۳)$$

خانوار بخشی از منابع خود را صرف خرید محصول تولیدی بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بخشی از آن را سرمایه‌گذاری می‌کند. در هر دوره با توجه به سرمایه‌گذاری انجام شده توسط خانوار و وجود استهلاک، موجودی سرمایه اقتصاد به شیوه زیر تغییر می‌کند.

$$K_t = I_t + (1-\delta) K_{t-1} \quad (۴)$$

با توجه به نکات فوق، قید بودجه خانوار نیز به صورت زیر خواهد بود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$C_t + I_t + \frac{M_t}{P_t} \leq w_t L_t + r_t K_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + D_t - T_t \quad (۵)$$

r_t و w_t به ترتیب نرخ اجاره حقیقی سرمایه و دستمزد حقیقی نیروی کار هستند. T مالیات پرداختی حقیقی خانوار به دولت است.

با حداکثرسازی مطلوبیت خانوار و حل تابع لاگرانژ، معادلات شرط مرتبه اول به صورت زیر خواهند بود:

$$l = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, L_t \right) + \lambda_t (w_t L_t + r_t K_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + D_t - T_t - C_t - K_t + (1-\delta) K_{t-1} - \frac{M_t}{P_t}) \quad (۶)$$

شرط مرتبه اول نسبت به مصرف:

$$\frac{\partial l}{\partial C_t} = C_t^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (۷)$$

شرط مرتبه اول نسبت به مانده حقیقی پول:

$$\frac{\partial l}{\partial (\frac{M_t}{P_t})} = v(\frac{M_t}{P_t})^{-\varepsilon} - \lambda_t + \beta E \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (۸)$$

شرط مرتبه اول نسبت به نیروی کار:

$$\frac{\partial l}{\partial L_t} = -\theta L_t^{\gamma} + \lambda_t W_t = 0 \rightarrow L_t = (\frac{w_t}{\theta \lambda_t})^{1/\gamma} = (\frac{w_t}{\theta C_t^{\sigma}})^{1/\gamma} \quad (۹)$$

شرط مرتبه اول نسبت به موجودی سرمایه:

$$\frac{\partial l}{\partial K_t} = \beta E \lambda_{t+1} r_{t+1} - \lambda_t + (1-\delta) \beta E \lambda_{t+1} = 0 \quad (۱۰)$$

۲ـ۲. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

همانند سایر مدل‌های DSGE طراحی شده برای ایران فرض بر این است که تولیدکننده نهایی در اقتصاد مانند یک جمع‌گر عمل می‌کند که با ترکیب تعداد زیادی از کالاهای

www.SID.ir

Archive of SID

واسطه، یک سبد کالای نهایی را مانند یک کالای مرکب در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌دهد. کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت θ بین آن‌ها برقرار است.

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_t(i)^{\theta-1/\theta}\right)^{\theta/\theta-1} \qquad \theta > 1 \qquad (۱۱)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه، مقدار خرید خود از این کالاها را طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود.

$$\max_{y_t(i)} P_t Y_t = \int_0^1 P_t(i) y_t(i) di \qquad (۱۲)$$

۲-۳. بنگاه تولیدکننده کالای واسطه

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌ها در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه تشکیل شده است که هر کدام از بنگاه‌ها، کالاهای متمایزی تولید می‌کنند که در نهایت، پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی توسط خانوار خریداری می‌شود. در این مدل مطابق با توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)، برای بخش بنگاه تولیدکننده کالای واسطه، بنگاه i، $y_t(i)$ واحد کالا را از ترکیب بهره‌وری، سرمایه دولتی و خصوصی و نیز استخدام نیروی کار به شکل زیر تولید می‌کند:

$$y_t(i) = A_t(K_{t-1}(i) KG_{t-1}^{\tau})^{\alpha} L_t^{1-\alpha}(i) \qquad 0 < \alpha < 1 \qquad (۱۳)$$

که A_t تکانه بهره‌وری مشترک در میان بنگاه‌هاست و تابع تولید از نوع کاب-داگلاس با بازده ثابت به مقیاس می‌باشد. تکانه بهره‌وری به فرم زیر تعریف می‌شود.

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_{A,t} \qquad \varepsilon_{A,t} \sim N(0,1) \qquad (۱۴)$$

$\bar{A}$ سطح باثبات[1] بهره‌وری است.

KG نیز حجم سرمایه دولت است که فرض شده است به صورت سرمایه‌افزا و بدون هزینه بر تولید کالای واسطه تاثیر می‌گذارد. $\tau \in [0,1]$ شاخصی است که میزان

1. Steady State.

www.SID.ir

Archive of SID

تاثیرگذاری سرمایه دولت در تولید را نشان می‌دهد. $\tau=0$ بیانگر بی‌تاثیری سرمایه دولتی بر تولید است و نیز اینکه دو نوع سرمایه خصوصی و دولتی جانشین یکدیگر نمی‌شوند. $\tau=1$ بدین معناست که تاثیر سرمایه دولتی بر تولید، همانند تاثیر سرمایه خصوصی بر تولید است. بنابراین سرمایه دولتی جانشین کامل سرمایه خصوصی است.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه در یک بازار رقابتی فعالیت می‌کند. نیروی کار خانوار را استخدام می‌کند و حقوق w_t را پرداخت می‌کند. همچنین سرمایه را اجاره کرده و عایدی به اندازه r_t می‌پردازد. بنابراین مسئله پیش‌روی بنگاه واسطه به شکل زیر است:

$$\min_{(L_t(i),K_{t-1}(i))} w_t L_t(i) + r_t K_{t-1}(i) \qquad (۱۵)$$

که با توجه به تابع تولید بنگاه واسطه، تابع لاگرانژ آن به فرم زیر می‌شود:

$$l_t = w_t L_t(i) + r_t K_{t-1}(i) + \emptyset_t(i)[y_t(i) - A_t(K_{t-1}(i)KG_{t-1}^{\tau})^{\alpha} L_t^{1-\alpha}(i)] \qquad (۱۶)$$

تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای با مسئله دیگری نیز روبه‌رو هستند. در این پژوهش برای تعیین بهینه قیمت‌ها از روش کالوو[1] استفاده شده است، یعنی در هر دوره تنها $(\xi\text{-}1)$ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند به صورت بهینه قیمت‌هایشان را تعدیل کنند و بنگاه‌هایی که نمی‌توانند بهینه‌یابی کنند، قیمت‌ها را با توجه به تورم دوره قبل شاخص‌بندی می‌کنند.

$$P_t(i) = (\pi_{t-1})^{\tau_\pi} P_{t-1}(i) \qquad (۱۷)$$

τ_π پارامتری است که درجه شاخص‌بندی قیمت را مشخص می‌کند. مسئله حداکثرسازی سود تنزیل شده انتظاری بنگاه به شکل زیر است.

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\xi\beta)^i \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t} \left(\frac{P_{jt}}{P_{t+i}} y_{jt+i} - \emptyset_{t+i} y_{jt+i}\right) \qquad (۱۸)$$

بنگاه j در این دوره به اندازه y_{jt} تولید می‌کند. شاخص قیمت کالا برابر با P_t است بنابراین $\frac{P_{jt}}{P_{t+i}} y_{jt+i}$ نشانگر درآمد حقیقی است. بنگاه برای تولید یک واحد کالا، هزینه‌اش معادل φ_{jt} است که همان هزینه نهایی‌اش است. بنابراین هزینه بنگاه برابر با $\emptyset_{t+i} y_{jt+i}$ می‌باشد.

1. Calvo.

www.SID.ir

Archive of SID

که با توجه به تابع تقاضای کالای واسطه به وسیله تولیدکنندگان نهایی حداکثر می‌شود.

$$y_{jt} = (\frac{P_{jt}}{P_t})^{-\theta} Y_t \qquad (۱۹)$$

۲-۴. دولت و بانک مرکزی

به علت عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدلسازی کرد؛ بلکه باید هر دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت[۱]. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه‌داشتن بودجه خود است. در این خصوص بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌کند که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین به دلیل اینکه هدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، در کنار کمک به دولت در رسیدن به هدف خود، تلاش دارد تا سیاستگذاری پولی‌اش در جهت رسیدن به این دو هدف نیز باشد.

در این مدل فرض شده است که مخارج دولت (G_t) از محل خلق پول (M_t-M_{t-1}) و اخذ مالیات تامین می‌گردد. با توجه به اثر درآمدهای نفتی بر پایه پولی در ترازنامه بانک مرکزی، به منظور جلوگیری از دوباره شماری درآمدهای نفتی، در اینجا تنها پایه پولی در نظر گرفته شده است.

$$G_t = T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \qquad (۲۰)$$

هزینه‌های دولت به شکل مخارج جاری (GC_t) و مخارج عمرانی (GI_t) است.

$$G_t = GC_t + GI_t \qquad (۲۱)$$

مخارج عمرانی همان سرمایه‌گذاری دولتی است. چون سرمایه‌گذاری انباشت می‌شود و حجم سرمایه را می‌دهد برای KG_t رابطه زیر تعریف شده است:

$$KG_t = (1 - \delta_G) KG_{t-1} + GI_t \qquad (۲۲)$$

۱. برخی از معادلات این بخش همچون معادله درآمد و مخارج دولت و ترازنامه بانک مرکزی با الگوبرداری از مقالات منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) و کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) طراحی شده‌اند و مابقی معادلات مربوط به این مقاله است.

www.SID.ir

Archive of SID

رفتار دولت در ایران به گونه‌ای است که با کاهش درآمدهای نفتی از حجم مخارج عمرانی کم می‌کند. با فرض اینکه سهم α_{GI} از تکانه درآمد نفتی (ε^0_t) بر مخارج عمرانی اثرگذار باشد، در رابطه مربوط به سرمایه‌گذاری دولت GI_t که به‌صورت AR(1) در نظر گرفته شده است، $\alpha_{GI}\ \varepsilon^0_t$ وارد شده است.

$$GI_t = \rho_{GI} GI_{t-1} + (1-\rho_{GI})\overline{GI} + \varepsilon_t^{GI} + \alpha_{GI}\varepsilon_t^0 \qquad \varepsilon_t^{GI} \sim N(0, \delta_{GI}^2) \qquad (۲۳)$$

پایه پولی یا ترازنامه بانک مرکزی هم به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$M_t = -DC_t + FR_t \qquad (۲۴)$$

DC_t خالص سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی و FR_t ذخایر خارجی یا خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است. در این رابطه فرض شده است که عمده بانک‌ها نیز تحت تملک دولت هستند. متغیرهای معادله (۲۴) اسمی هستند که با تقسیم آن‌ها بر شاخص قیمت تبدیل به متغیرهای واقعی شده و معادله مزبور به فرم زیر تغییر خواهد کرد.

$$m_t = -dc_t + fr_t \qquad (۲۵)$$

فرض می‌شود که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی از فرآیند زیر تبعیت می‌کند.

$$FR_t = FR_{t-1} + \omega OR_t e_t \qquad (۲۶)$$

OR_t درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت است. فرض می‌شود از یک‌سو، دولت بخشی از درآمدهای نفتی خود را به بانک مرکزی فروخته و سبب افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌شود و از سوی دیگر، باقی درآمدهای حاصل از فروش نفت را نیز نزد بانک مرکزی سپرده‌گذاری می‌کند که این امر موجب افزایش سپرده و یا کاهش بدهی دولت به بانک مرکزی خواهد بود.

$$DC_t = DC_{t-1} + (1-\omega)OR_t e_t \qquad (۲۷)$$

متغیرهای موجود در معادلات (۲۶) و (۲۷) اسمی بوده و می‌بایست واقعی شوند بنابراین معادلات فوق به صورت زیر خواهند شد.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\frac{FR_t}{P_t} = \frac{FR_{t-1}}{P_t} + \frac{\omega OR_t e_t}{P_t} \rightarrow fr_t = {fr_{t-1}}/{\pi_t} + \omega or_t e_t \qquad (۲۸)$$

$$\frac{D\bar{C}_t}{P_t} = \frac{D\bar{C}_{t-1}}{P_t} + \frac{(1-\bar{\omega})OR_t e_t}{P_t} \rightarrow dc_t = {dc_{t-1}}/{\pi_t} + (1-\omega) or_t e_t \qquad (۲۹)$$

در این مدل سرمایه‌گذاری از دو بخش سرمایه‌گذاری خانوار و سرمایه‌گذاری دولت تشکیل شده است بنابراین کل سرمایه‌گذاری برابر است با:

$$IT_t = GI_t + I_t \qquad (۳۰)$$

چنانچه قید بودجه دولت و قید بودجه مصرف‌کننده با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالا و خدمات بصورت زیر به‌دست می‌آید:

$$y_t = G_t + C_t + I_t \qquad (۳۱)$$

درآمدهای نفتی دولت به شکل یک فرآیند برونزای AR(1) تعریف شده است.

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_t^0 \qquad \varepsilon_t^{OR} \sim N(0, \delta_{OR}^2) \qquad (۳۲)$$

$\overline{or}$ سطح باثبات جریان درآمدهای نفتی است.

برای نرخ ارز (et) هم یک فرآیند برونزای (۱) AR به شکل زیر تعریف شده است.

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + (1-\rho_e)\bar{e} + \varepsilon_t^e \qquad \varepsilon_t^e \sim N(0, \delta_e^2) \qquad (۳۳)$$

۲-۵. تابع عکس‌العمل بانک مرکزی

تا اینجا مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران تقریباً کامل شده و تنها نیازمند تابع عکس‌العمل بانک مرکزی است تا تعادل عمومی در اقتصاد برقرار شود. از آنجا که در ایران نرخ بهره دستوری است بنابراین نمی‌تواند به عنوان یک ابزار استفاده شود. از این‌رو، فرض می‌شود که ابزار سیاستگذار پولی نرخ رشد حجم پول یعنی پایه پولی باشد. این فرض بهترین فرضی است که می‌تواند رفتار سیاستگذار پولی در ایران را توضیح دهد.

برای تابع عکس‌العمل بانک مرکزی دو حالت لحاظ شده است. در حالت اول سیاستگذار

www.SID.ir

Archive of SID

به دنبال کاهش انحراف تورم از تورم هدف و کنترل تولید و نرخ ارز و با توجه به تجربیات پیشین اقدام به سیاستگذاری می‌کند. در حالیکه در حالت دوم مبنای سیاستگذاری دولت کنترل تورم آتی از تورم هدف و کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه می‌باشد. از آنجا که در ایران درآمدهای نفتی بیش از نیمی از منابع بودجه‌ای دولت را تشکیل می‌دهند که در این مدل به عنوان تنها منشا درآمدزایی ارزی لحاظ شده است، در هر دو حالت سیاستگذاری به منظور تاثیر درآمدهای نفتی بر تصمیمات کلان اقتصادی، نرخ ارز نیز در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی اضافه شده است.

$$\widehat{mb}_t = \widehat{mb}_{t-1}\rho_{mb} + (1-\rho_{mb})(\psi_1(\widehat{\pi_t} - \pi^*) + \psi_2\widehat{y}_t + \psi_3\widehat{e_t}) + \varepsilon_t^{mb} \quad (۳۴)$$

$$\widehat{mb}_t = \widehat{mb}_{t-1}\rho_{mb} + (1-\rho_{mb})(\psi_1(\widehat{\pi_{t+1}} - \pi^*) + \psi_2(\hat{y}_t - \bar{y}_t) + \psi_3\hat{e}_t) + \varepsilon_t^{mb} \quad (۳۵)$$

ε_t^{mb} تکانه سیاستگذار پولی و $\varepsilon_t^{mb} \approx i.i.d\ N(0,\sigma_{mb}^2)$ است. ضریب ρ_{mb} نشان می‌دهد که تا چه حد سیاستگذاران پولی برای سیاستگذاری از روند گذشته و تجربیات سیاستی دوره‌های قبل استفاده می‌کنند هرچه مقدار این ضریب کوچکتر باشد بیانگر حافظه کوتاه مدت ضعیف سیاستگذاران پولی است. رشد حجم پول و تورم هدف نیز براساس روابط زیر تعریف شده‌اند.

$$mb_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{M_t/P_t}{M_{t-1}/P_t} = \frac{M_t/P_t}{M_{t-1}/P_t \times P_{t-1}/P_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}/\pi_t} \quad (۳۶)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\pi_{t-1}^* + (1-\rho_{\pi^*})\bar{\pi}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (۳۷)$$

۳. متدلوژی DSGE-BVAR

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی یک توصیف سازگار با تئوری‌های اقتصاد کلان فراهم نموده و تفسیر اقتصادی شفافی از تکانه‌های موثر بر اقتصاد ارائه می‌کنند در حالیکه مدل‌های خودرگرسیون برداری تمایل به فراهم کردن برازش بهتر از داده‌ها بر مبنای روند گذشته آن‌ها دارند و مبتنی بر مبانی نظری نمی‌باشند. بنابراین با توجه به ویژگی‌های این دو مدل، می‌توان با تلفیق آن‌ها با یکدیگر اولاً هماهنگی و رابطه‌ای نزدیکتر بین مبانی نظری و

www.SID.ir

Archive of SID

روند داده‌ها فراهم نمود و ثانیاً برازش بهتری از داده‌ها ارائه کرد[1].

مدل DSGE-BVAR(λ) اولین بار توسط دل‌نگرو و اسکوفیلد (۲۰۰۴) معرفی شد و در مقاله‌ای دیگر از این دو نویسنده، این مدل توسعه داده شد که اکنون توسط تعدادی از نویسندگان مورد استفاده قرار می‌گیرد. همانگونه که بیان شد، این روش ترکیبی از DSGE و VAR با روش برآورد بیزین می‌باشد.

برخلاف BVAR که از توزیع‌های پیشین مینه‌سوتا[2]برای شیب برآوردهای رو به جلوی گام‌های تصادفی در فضای پارامترها استفاده می‌کند، مدل DSGE-BVAR(λ) از داده‌های مصنوعی تولید شده از مدل DSGE برای شیب برآوردهای رو به جلوی ناحیه‌ای از فضای پارامترها استفاده می‌کند. این روش موجب تلاقی متوازن بین نمایش آماری VAR و نیازهای اقتصادی DSGE می‌شود. هایپر پارامتر λ تعیین می‌کند که این تلاقی چگونه انجام شود بهتر است. هدف از DSGE-BVAR(λ) ساخت توزیع‌های پیشین مصنوعی یکسان با توزیع پیشین به سبک مینه‌سوتا در BVAR می‌باشد. از این توزیع‌های پیشین مشاهده شده مصنوعی برای موزون‌سازی تابع درست‌نمایی استفاده می‌شود. مراحل این روش به شرح ذیل می‌باشد:

۳-۱. برآورد مدل DSGE

مدل DSGE با استفاده از روش بیزین برآورد می‌شود. یک نتیجه اساسی استفاده شده در تحلیل بیزین آن است که توزیع پسین[3] متناسب با تابع درستنمایی ضربدر توزیع پیشین می‌باشد.

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \qquad (۳۶)$$

y نشاندهنده داده‌های مشاهده شده، θ پارامترهای شناخته شده و p(.) تابع چگالی می‌باشند.

۳-۲. تعیین VARتقریبی برای مدل DSGE

مدل DSGE را می‌توان بصورت یک VAR به فرم زیر نوشت:

1. Del Negro & Schorfheide (2004).
2. Minnesota.
3. Posterior.

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 y_{t-1} + \cdots + \emptyset_p y_{t-p} + u_t \quad (۳۷)$$

y_t بردار n_x1، $\emptyset = [\emptyset_0', \emptyset_1', \ldots, \emptyset_p']'$ و یک بردار np_x1 $\tilde{y}_t = [1, y_{t-1}', \ldots, y_{t-p}']'$ می‌باشند.

$$Y = X\emptyset + U$$

که $U_t \sim N(0, \Sigma)$ و $Y = [y_0', y_1', \ldots, y_T']'$ با $X = [\tilde{y}_1', \tilde{y}_2', \ldots, \tilde{y}_T']'$ و $U = [u_1', u_2', \ldots, u_T']'$ می‌باشند. تابع حداکثر درستنمایی VAR بصورت زیر است:

$$p(y|\emptyset, \Sigma) \propto |\Sigma|^{\frac{-T}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} tr[\Sigma^{-1}(y'y - \emptyset' x' y - y' x \emptyset + \emptyset' x' x \emptyset)]\right) \quad (۳۸)$$

۳-۳. ساخت توزیع پیشین BVAR

با استفاده از مدل DSGE اطلاعاتی درباره پارامترهای VAR بدست می‌آید. می‌توان از گشتاورهای مدل DSGE بجای گشتاورهای شبیه‌سازی شده به منظور جلوگیری از تغییر نمونه‌گیری استفاده کرد. از آنجا که ماتریس Autocovariance جامعه برای مدل DSGE تحت فرض مشاهدات covariance-stationary بصورت $\Gamma_{YY}(\gamma)=E(Y^* Y^{*'})$، $\Gamma_{YX}(\gamma)=E(Y^* X^{*'})$، $\Gamma_{XY}(\gamma)=E(X^{*'}Y^*)$ و $\Gamma_{XX}(\gamma)=E(X^{*'}X^*)$ تعریف می‌شود طبق فرض دل‌نگرو و اسکوفید (۲۰۰۴) که $T^*=\lambda T$ می‌باشد، می‌توان ماتریس Autocovari-ance نمونه را بصورت $\lambda\Gamma_{YY}(\gamma)$، $\lambda\Gamma_{YY}(\gamma)$، $\lambda\Gamma_{YY}(\gamma)$، $\lambda\Gamma_{YY}(\gamma)$ تعریف کرد. دل‌نگرو و اسکوفید تابع درستنمایی را با توزیع‌های پیشین پراکنده ترکیب نموده و چگالی پیشین مشاهده شده مصنوعی را بصورت زیر بدست آوردند:

$$p(\emptyset, \Sigma|\gamma) \propto |\Sigma|^{-\frac{\lambda T+n+1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} tr\left[\Sigma^{-1}\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)'\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)\right]\right) \quad (۳۹)$$

که

$$\left[\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)'\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)\right] \quad (۴۰)$$
$$= \lambda T[\Gamma_{YY}(\gamma) - \emptyset(\gamma)'\Gamma_{XY}(\gamma) - \Gamma_{YX}(\gamma)\emptyset(\gamma) + \emptyset(\gamma)'\Gamma_{XX}(\gamma)\emptyset(\gamma)]$$

بنابر یک projection خطی از مدل DSGE به مدل VAR داریم:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\emptyset^*(\gamma) = \Gamma_{XX}^{-1}(\gamma)\Gamma_{XX}(\gamma) \quad (۴۱)$$

$$\Sigma^*(\gamma) = \Gamma_{YY}(\gamma) - \Gamma_{XY}(\gamma)\Gamma_{XX}^{-1}(\gamma)\Gamma_{YX}(\gamma) \quad (۴۲)$$

به عبارت دیگر، مشروط به پارامترهای مدل λ و γ، توزیع پیشین برای پارامترهای VAR بصورت زیر می‌باشند:

$$\emptyset|\Sigma,\gamma,\lambda \sim N(\emptyset^*(\gamma), \frac{1}{\lambda T}[\Sigma^{-1} \odot \Gamma_{XX}(\gamma)]^{-1}) \quad (۴۳)$$

$$\Sigma|\gamma,\lambda \sim IW(\lambda T\Sigma^*(\gamma), \lambda T - K - n) \quad (۴۴)$$

IW نشاندهنده توزیع inverted wishart می‌باشد. برای تضمین اینکه توزیع پیشین مناسب است باید $\Gamma_{XX}(\gamma)$ غیرمنفرد باشد در حالیکه $\lambda > \frac{k+n}{T}$. دل‌نگرو و همکاران (۲۰۰۴)، λ را بصورت λ فاصله‌ای $\lambda \in [\frac{k+n}{T}, \infty]$ مقید کرد.

۳-۴. توزیع پسین

براساس تعریف سلسله مراتبی، احتمال توزیع پسین بصورت زیر است:

$$p_\lambda(\emptyset,\Sigma,\gamma|Y) = \frac{p(Y|\emptyset,\Sigma,\gamma)p_\lambda(\emptyset,\Sigma|\gamma)p(\gamma)}{p(Y)} \quad (۴۵)$$

که $p_\lambda(\emptyset,\Sigma,\gamma|Y)$ تابع درستنمایی VAR می‌باشد. $p(Y|\emptyset,\Sigma,\gamma)$ چگالی توزیع پیشین مشاهده شده مصنوعی است و p(y) چگالی پیشین توام برای پارامترهای DSGE می‌باشد و

$$p(Y) = \int_{\gamma\in\Gamma} p(Y|\emptyset,\Sigma,\gamma)p_\lambda(\emptyset,\Sigma|\gamma)p(\gamma)d\gamma \quad (۴۶)$$

چگالی نهایی است که بر توزیع تحت بررسی اثر نمی‌گذارد زیرا مستقل از پارامترهاست. از این‌رو ما داریم:

$$p_\lambda(\emptyset,\Sigma,\gamma|Y) \propto p(Y|\emptyset,\Sigma,\gamma)p_\lambda(\emptyset,\Sigma|\gamma)p(\gamma) \quad (۴۷)$$

بر این اساس،دل‌نگرو و اسکوفید (۲۰۰۴) نشان دادند که مشروط به λ و γ توزیع پسین wishart–normal می‌باشد.

$$\Sigma|\emptyset,\gamma,\lambda,Y \sim IW((\lambda+1)T\hat{\Sigma}(\gamma,\lambda), (1+\lambda)T - nk - n) \quad (۴۸)$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$vec(\emptyset)|\gamma,\lambda,Y\sim N(vec\left(\widetilde{\emptyset}(\gamma,\lambda)\right),\Sigma\odot[\lambda T\Gamma_{XX}(\gamma)+X'X]^{-1} \quad (۴۹)$$

که در آن vec(.) عملگر vectorization است و

$$\widetilde{\emptyset}(\gamma,\lambda)=(\lambda\Gamma_{XX}(\gamma)+X'X)^{-1}(\lambda T\Gamma_{XY}(\gamma)+X'Y) \quad (۵۰)$$

و

$$\widetilde{\Sigma}(\gamma,\lambda)=\frac{1}{(1+\lambda)T}[\lambda T\Gamma_{YY}(\gamma)+Y'Y-(\lambda T\Gamma_{YX}(\gamma)+Y'X)\widetilde{\emptyset}(\gamma,\lambda)] \quad (۵۱)$$

۳-۵. مدل ترکیبی بهینه

دل‌نگرو و همکاران (۲۰۰۷) توزیع پسین را در چگالی شرطی برای پارامترهای VAR فاکتورایز کردند بطوریکه $p_\lambda(\varphi,\Sigma|Y,\gamma)$ نشاندهنده پارامترهای DSGE و γ چگالی نهایی پارامترهای DSGE بوده که بصورت $p_\lambda(\gamma|Y)$ نشان داده می‌شود. برای ارزیابی برازش DSGE، آن‌ها توزیع پسین ابرپارامتر λ را مطالعه کردند. آن‌ها تعداد محدودی از gridها $\Lambda=[\lambda_1,\dots,\lambda_q]$ با $\lambda_1=\frac{n+k}{T}$ و $\lambda_q=\infty$ بررسی کردند. توزیع این هایپر پارامتر بصورت زیر است:

$$p_\lambda(Y)=\int p_\lambda\left(\emptyset,\Sigma,\gamma|Y\right)d(\emptyset,\Sigma,\gamma) \quad (۵۲)$$

که

$$p_\lambda\left(\emptyset,\Sigma,\gamma|Y\right)=p\left(\emptyset,\Sigma|Y,\gamma\right)p_\lambda\left(\gamma|Y\right) \quad (۵۳)$$

و مد آن به‌صورت زیر است:

$$\hat{\lambda}=\arg max_{\lambda\in\Lambda}p_\lambda(Y) \quad (۵۴)$$

کمترین مقدار λ برابر صفر است در این حالت بهترین نمایش داده‌ها VAR نامقید است و بیشترین مقدار λ برابر با بی‌نهایت است که در این حالت داده‌ها برازش بهتری از مدل DSGE خواهند بود. اگر $\hat{\lambda}$ بزرگ باشد مدل تئوری به خوبی داده‌ها را برازش می‌کند و اگر $\hat{\lambda}$ به صفر گرایش داشته باشد، مدل تئوری به خوبی داده‌ها را توضیح نمی‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴. داده‌ها و نتایج برآورد مدل

۴-۱- داده‌ها و آزمون‌ها

پیش از شبیه‌سازی مدل، لازم است پارامترهای ساختاری و مقادیر باثبات متغیرهای مدل محاسبه شوند. برای تعیین پارامترهای ساختاری مدل از روش‌های مقداردهی، تخمین بیزی و یا ترکیبی از هر دو استفاده می‌شود. در این مقاله، مقادیر باثبات متغیرها با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران مستخرج از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۹:۱[1] محاسبه شده‌اند. نتایج حاصل از مقداردهی الگو در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲ـ پارامترهای محاسبه شده مدل برحسب داده‌های اقتصاد ایران

پارامتر	توضیح	مقدار	پارامتر	توضیح	مقدار
$\bar{r}$	مقدار با ثبات اجاره سرمایه	-۲۷/۹۸	$\bar{\pi}$	مقدار با ثبات تورم	۴/۷۵۷
$\bar{m}$	مقدار با ثبات مانده حقیقی پول	۲۳۹/۴۳	$\frac{\overline{Gl}}{\overline{IT}}$	نسبت با ثبات مخارج عمرانی به سرمایه‌گذاری کل	۰/۱۵۸
$\bar{y}$	مقدار با ثبات تولید	۴۱۷/۶۲	$\frac{\bar{I}}{\overline{IT}}$	نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به سرمایه گذاری کل	۰/۸۴۲
α_{Gl}	سهمی از شوک درآمد نفتی موثر بر مخارج عمرانی	۰/۴۲	$\frac{\bar{C}}{\bar{y}}$	نسبت با ثبات مصرف خصوصی به تولید	۰/۵۱۷
$\frac{\overline{GC}}{\bar{G}}$	نسبت با ثبات مخارج جاری به مخارج دولت	۰/۷۷۶۳	$\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$	نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید	۰/۲۵۹
$\frac{\overline{Gl}}{\bar{G}}$	نسبت باثبات مخارج عمرانی به مخارج دولت	۰/۲۲۳۷	$\frac{\bar{G}}{\bar{y}}$	نسبت با ثبات مخارج مصرفی دولت به تولید	۰/۲۲۴
$\frac{\overline{dc}}{\bar{m}}$	نسبت باثبات خالص سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی به مانده حقیقی پول	-۰/۰۳۳	ρ_e *	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه نرخ ارز	۰/۸۷۶
$\frac{\overline{fr}}{\bar{m}}$	نسبت باثبات خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به مانده حقیقی پول	۱/۰۳۳	ρ_{or} *	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه درآمد نفتی	۰/۹۲

ماخذ: محاسبات پژوهش.

* فرآیندهای خودرگرسیون نرخ ارز و درآمدهای نفتی برآورد شد. براساس آزمون دیکی فولر برای سنجش ایستایی متغیرها، نتایج حاکی از آن است که متغیر نرخ ارز با یک درجه تاخیر و متغیر درآمدهای نفتی در سطح ایستا هستند.

برای برآورد سایر پارامترهای این الگو از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. با استفاده از الگوریتم متروپولیس-هستینگز ده زنجیره موازی با حجم یک میلیون برداشت نمونه برای به دست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج شده است. داده‌های مورد استفاده در این مقاله، داده‌های تعدیل شده فصلی شاخص قیمت

۱. عدم دسترسی به داده‌های فصلی سرمایه‌گذاری خصوصی از سال ۱۳۹۳ به بعد، موجب شد دوره زمانی مورد بررسی به فصل چهارم سال ۱۳۹۲ ختم شود.

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری دولتی (مخارج عمرانی)، حجم پول و درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۲:۴هستند. تمامی داده‌ها با استفاده از روشX۱۲ فصلی‌زدایی شده‌اند. از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده برای تورم و از حجم پول برای نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است. با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات، جزء روند از داده‌ها جدا شد و بر جزء سیکلی، تحلیل انجام گرفت.

تخمین بیزی مبتنی بر تابع حداکثر راستنمایی مربوط به سیستم تعادل عمومی پویای تصادفی است. مزیت این روش این است که می‌توان اطلاعات اضافی را از راه توزیع‌های پیشین در خصوص پارامترها به الگو افزود. در واقع تخمین بیزی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، براساس یک تابع درستنمایی است که از حل الگو به صورت لگاریتم-خطی بدست آمده است. برای برآورد باید نوع توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[1] پارامترها تعیین شود. توزیع، میانگین، انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد پارامترها (میانگین پسین) در جدول (۳) ارائه شده است. در این مقاله توزیع پیشین برای هر پارامتر براساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. به عنوان نمونه از توزیع بتا برای برآورد پارامتراهایی استفاده می‌شود که در بازه [0 1] قرار دارند، از این‌رو برای برآورد پارامترهایی مانند نرخ تنزیل یا بخشی از درآمدهای نفتی دولت که به بانک مرکزی فروخته می‌شود، از چنین توزیعی استفاده شده است. همچنین توزیع معکوس گاما برای برآورد پارامترهایی مناسب است که غیرمنفی هستند و انحراف معیار بی‌نهایت دارند. با این توضیحات توزیع معکوس گاما برای برآورد پارامترهایی مانند انحراف معیار تکانه‌ها مناسب است.

جدول۳ـ برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	منبع میانگین و انحراف معیار پیشین	مقادیر برآورد شده میانگین پسین	
					تابع عکس‌العمل اول	تابع عکس‌العمل دوم
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	۰/۹۷۴۵ (۰/۰۱)	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۰/۹۷۲۲	۰/۹۷۴۵

1. prior

www.SID.ir

Archive of SID

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	منبع میانگین و انحراف معیار پیشین	مقادیر برآورد شده میانگین پسین	
					تابع عکس‌العمل اول	تابع عکس‌العمل دوم
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۵۲۰۹ (۰/۰۵۴)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۱/۵۱۹۴	۱/۵۲۱۱
ε	عکس کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول	گاما	۱/۳۴۹۷ (۰/۰۵۰۹)	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۱/۵۷۴۳	۱/۵۶۸۱
γ	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۲/۲۱۵۶ (۰/۰۵)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۲/۲۶۸۶	۲/۲۶۴۰
τ	کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	نرمال	۰/۰۹۴۵ (۰/۰۱)	شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۱)	۰/۱۰۷۳	۰/۱۰۱۲
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۴۲۷۸ (۰/۰۲)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۴۱۳۲	۰/۳۹۶۲
ω	درصد فروش مستقیم درآمدهای نفتی به بانک مرکزی	بتا	۰/۴۶۰۸ (۰/۰۰۲)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۴۶۰۹	۰/۴۶۰۸
ψ_1	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۰/۹۸۹۸ (۰/۰۴۹۸)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	-۱/۰۳۷۳	-۰/۹۳۸۹
ψ_2	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۲/۹۶۷ (۰/۱۳۵۹)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	-۲/۷۵۹۹	-۰/۰۰۸۶
ψ_3	ضریب اهمیت نرخ ارز در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۶۸۴۲ (۰/۰۵۱۰)	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۰/۷۳۹۳	۰/۷۲۹۹
ξ	درصد بنگاههایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰/۵ (۰/۰۲)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۵۶۹۸	۰/۴۶۴۳
$\rho\pi^*$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تورم هدف	بتا	۰/۹ (۰/۰۳۵)	مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)	۰/۹۹۸۴	۰/۹۷۵۲
ρ_A	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تکنولوژی	بتا	۰/۷۶۴ (۰/۵۵)	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۰/۹۹۹۷	۰/۹۹۹۳
ρ_{mb}	ضریب فرآیند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل	بتا	۰/۳۰۵۱ (۰/۰۴۳۶)	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)	۰/۳۴۲۵	۰/۷۴۳۰

www.SID.ir

Archive of SID

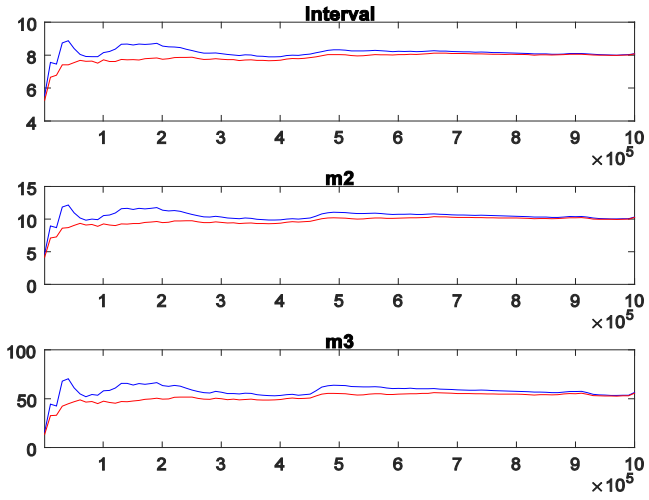
پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	منبع میانگین و انحراف معیار پیشین	مقادیر برآورد شده میانگین پسین	
					تابع عکس‌العمل اول	تابع عکس‌العمل دوم
ρ_{GI}	ضریب فرآیند خودرگرسیون سرمایه‌گذاری دولتی	بتا	۰/۸۴۷ (۰/۰۱)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۸۲۲۵	۰/۸۲۰۵
σ_A	خطای استاندارد تکانه تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۷۱
σ_O	خطای استاندارد تکانه درآمدهای نفتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۶۸۰۵	۰/۶۸۰۱
σ_{GI}	خطای استاندارد تکانه سرمایه‌گذاری دولتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۴۰۷	۰/۷۳۶۸
σ_e	خطای استاندارد تکانه نرخ ارز	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۵۴۷۵	۰/۵۴۶۷
σ_{mb}	خطای استاندارد تکانه سیاست پولی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۵۷
$\sigma\pi^*$	خطای استاندارد تکانه تورم هدف	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۰۴۳۳	۰/۰۵۲۷

یکی از نتایج مهم آزمون داینر، آزمون تشخیصی زنجیره مارکف مونت کارلو است که نشان می‌دهد مشکلی در تخمین پارامترهای الگو وجود ندارد و تخمین‌ها قابل اتکا هستند. نرم‌افزار داینر چندین بار شبیه‌سازی متروپولیس هستینگز را انجام می‌دهد و هربار کار خود را از یک نقطه آغاز می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد، باید رفتار آن‌ها شبیه هم باشد و یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. داینر سه شاخص Interval، m2 و m3 را در نموداری مجزا ارائه می‌دهد که به ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترهاست. اگر شباهت در این نمودارها وجود نداشته باشند، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع‌های پیشین درست نیست. همانطور که نمودار (۱) نشان می‌دهد این دو منحنی به سمت یکدیگر همگرا شده‌اند.

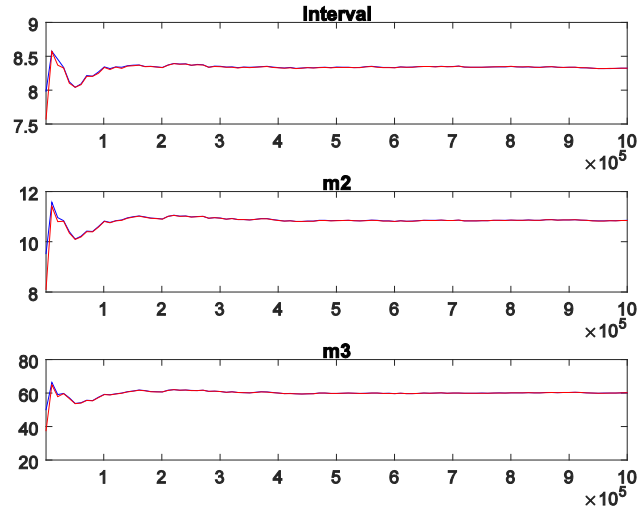
www.SID.ir

Archive of SID

تابع عکس‌العمل حالت اول



تابع عکس‌العمل حالت دوم



ماخذ: محاسبات تحقیق.

نمودار ۱ـ آزمون تشخیصی چندگانه

یکی دیگر از خروجی‌های داینر، مقایسه چگالی پیشین و پسین پارامترها بر مبنای الگوریتم متروپولیس-هستینگز می‌باشد. همانگونه که مشاهده می‌شود توزیع‌های پسین

www.SID.ir

Archive of SID

شکل متعارف خود را دارند و مد آن‌ها به درستی تعیین شده است. در برخی از نمودارهای گزارش شده چگالی پیشین و پسین بر هم منطبق شدند که این امر بیانگر این است که یا اطلاعات پیشین درمورد این پارامترها کاملا صحیح بوده است و یا اینکه با استفاده از داده‌های مورد استفاده نمی‌توان این پارامترها را برآورد کرد (به عنوان مثال برای پارامتر). در صورت صحت هرکدام از این حالت‌ها، نتیجه بیانگر کالیبره شدن آن پارامتر است.

در رویکرد بیزی، چنانچه اطلاعات پیشین دقیق و صحیح باشند، روش بیزی به کالیبراسیون تبدیل می‌شود، یعنی در این حالت چگالی پسین پارامتر معادل چگالی پیشین آن شده و تابع درستنمایی اطلاعاتی بیش از اطلاعات موجود نخواهد داشت. اما اگر این اطلاعات کاملاً نادرست باشد، رویکرد بیزی تبدیل به روش تابع درستنمایی خواهد شد. در این حالت چگالی پسین پارامتر معادل تابع درستنمایی حاصل از داده‌های مورد استفاده خواهد شد. در حالت بینابینی، رویکرد بیزی روشی مابین کالیبراسیون و حداکثر درستنمایی خواهد بود که در آن چگالی پسین میانگین وزنی از چگالی پیشین و تابع درستنمایی است[1].

۴-۲. نتایج برآورد مدل

تحلیل ساختاری: نتایج حاصل از برآورد تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در دو حالت مختلف به شرح معادلات (۵۵) و (۵۶) می‌باشد.

$$\widehat{mb}_t = 0.343\widehat{mb}_{t-1} - 1.82\hat{y}_t - 0.68(\widehat{\pi_t} - \pi^*) + 0.49\hat{e}_t \qquad (۵۵)$$

$$\widehat{mb}_t = 0.743\widehat{mb}_{t-1} - 0.002(\hat{y}_t - \bar{y}_t) - 0.24(\widehat{\pi_{t+1}} - \pi^*) + 0.19\hat{e}_t \qquad (۵۶)$$

در معادله (۵۶) ضریب ρ_{mb} معادل ۰/۷۴۳ و بیش از دو برابر مقدار آن در معادله (۵۵) است که این امر نشاندهنده اهمیت بهره‌گیری از تجربیات سیاستی پیشین از سوی سیاستگذار است. بر خلاف معادله (۵۶) که در آن مقدار ضریب ρ_{mb} بیش از سایر ضرایب معادله است، در معادله (۵۵) بیشترین تمرکز بر ثبات تولید، تورم و نرخ ارز است چرا که ضرایب این متغیرها در این معادله بیش از دو برابر ضرایب آن‌ها در معادله (۵۶) است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در حالتی که نرخ رشد حجم پایه پولی تابعی از تولید، اختلاف تورم از

1. Hamilton (1994)

www.SID.ir

Archive of SID

تورم هدف و نرخ ارز می‌باشد، سیاستگذار براساس شرایط موجود اقدام به سیاستگذاری نموده و عمده تمرکز آن بر تولید است. این در حالی است که در حالت وابستگی نرخ رشد حجم پایه پولی به انحراف تولید از تولید بالقوه، انحراف تورم آتی از تورم هدف و نرخ ارز، عمده توجه سیاستگذار به استفاده از تجربیات دوران گذشته بوده و در شرایط فعلی نیز با تمرکز بر کنترل تورم آتی اقدام به سیاستگذاری می‌کند.

تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای الگو به هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به شرح زیر است:

الف- توابع عکس‌العمل آنی در برابر تکانه درآمدهای نفتی

نمودار (۲) واکنش متغیرهای تولید (y)، تورم (pi)، مصرف خصوصی (c)، سرمایه‌گذاری دولت (GI)، سرمایه‌گذاری خصوصی (I) و پایه پولی (m) را به تکانه مثبت درآمدهای نفتی برای هر دو حالت تابع عکس‌العمل بانک مرکزی نشان داده است. مکانیزم اثرگذاری تکانه نفتی در این مدل هم از طریق تغییر خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و سپرده‌گذاری دولت نزد بانک مرکزی است که باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول می‌شود و هم از طریق اثرگذاری بر مخارج عمرانی دولت است. همانگونه که در هر دو حالت سیاستگذاری مشاهده می‌شود، با افزایش درآمدهای ارزی ناشی از تکانه مثبت نفتی، دولت ۴۶ درصد از درآمدهای ارزی خود را به بانک مرکزی فروخته که سبب افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌شود و مابقی درآمدها را نزد بانک مرکزی سپرده‌گذاری می‌کند که این امر موجب افزایش سپرده و کاهش بدهی دولت به بانک مرکزی می‌شود. از آنجا که پایه پولی به صورت مجموع ذخایر خارجی و خالص سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی تعریف شده است، با افزایش این دو متغیر مقدار پایه پولی افزایش می‌یابد.

از سوی دیگر از آنجا که فرض شده بود مخارج عمرانی دولت با درآمدهای نفتی رابطه مستقیم دارد، افزایش این درآمدها در هر دو حالت تابع سیاستگذاری بانک مرکزی، حدود یک درصد مخارج عمرانی را افزایش می‌دهد. از آنجا که دولت بزرگ‌ترین کارفرمای بخش خصوصی در ایران است، بنابراین وابستگی بالایی بین سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج عمرانی وجود دارد که این امر باعث می‌شود با تکانه مثبت درآمد نفتی، سرمایه‌گذاری

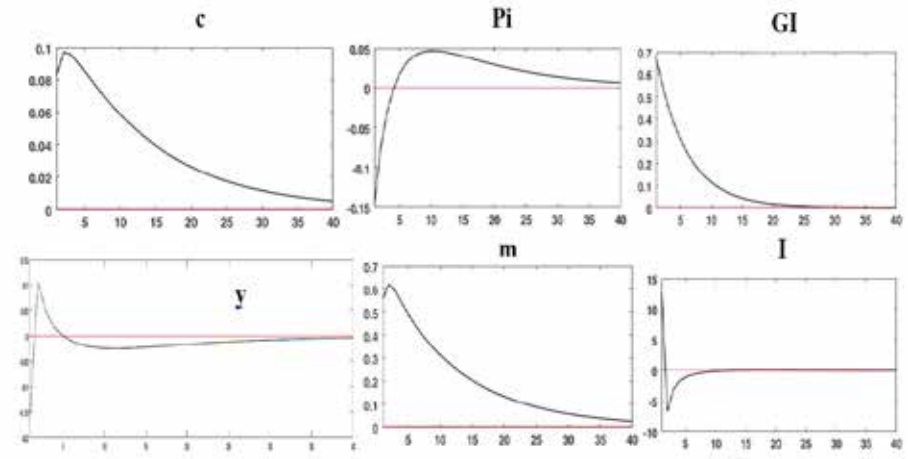
www.SID.ir

Archive of SID

خصوصی (در حالت اول ۱۸/۸ و در حالت دوم ۲۸۱/۵) و در نتیجه مصرف خصوصی (در حالت اول ۰/۱۲ و در حالت دوم ۰/۱۸) افزایش می‌یابد. در نتیجه افزایش درآمدهای نفتی کشور، بهبود سرمایه‌گذاری و مصرف که منجربه انبساط طرف تقاضا می‌شود، نرخ تورم (در حالت اول ۰/۲۲- و در حالت دوم ۱/۰۱-) کاهش می‌یابد. نکته قابل توجه آنکه به دلیل اثر جایگزینی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی، سرمایه‌گذاری خصوصی در فصل دوم کاهش یافته و از فصل سوم با شیب کمی شروع به افزایش می‌کند تا در نهایت (در حالت اول پس از ۷ فصل و در حالت دوم پس از چهار فصل) به مقدار باثبات خود می‌رسد.

از یکسو افزایش سرمایه‌گذاری‌ها به دلیل پایین بودن توان سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در تابع تولید (به ترتیب معادل ۰/۴ و ۰/۰۴) با وقفه بر تولید اثر می‌گذارد و از سوی دیگر به دلیل کاهش مصارف دولتی (در حالت اول ۳۰- و در حالت دوم ۴۲۶/۶-) و در نتیجه کاهش مخارج دولت (در حالت اول ۲۳- و در حالت دوم ۳۲۹/۴-) موجب کاهش تولید (در حالت اول ۰/۲۵- و در حالت دوم ۰/۷۹-) می‌شود. از آنجا که مصارف دولتی و کل مخارج دولتی بعد از دو فصل افزایش می‌یابند، تولید نیز بعد از دو فصل افزایش می‌یابد. موقتی بودن افزایش درآمدهای نفتی تنها در سه فصل موجب مثبت شدن مخارج دولتی و در نتیجه تولید می‌شود.

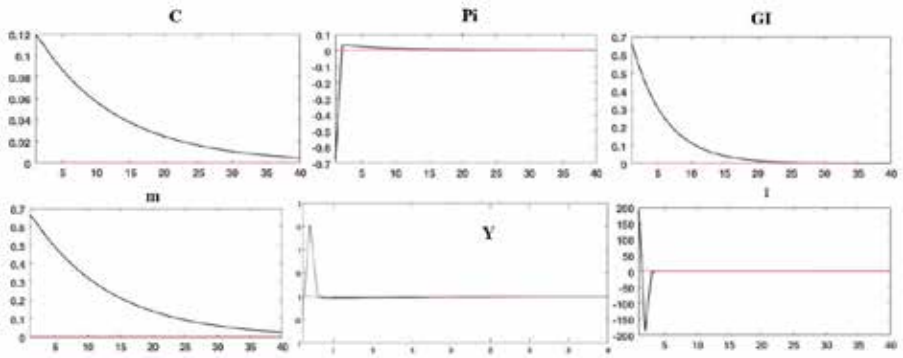
الف- حالت اول تابع عکس‌العمل بانک مرکزی



www.SID.ir

Archive of SID

ب- حالت دوم تابع عکس‌العمل بانک مرکزی



ماخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۲ـ توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه درآمدهای نفتی به اندازه یک انحراف معیار

اگرچه واکنش متغیرها به تکانه مثبت نفتی در هر دو حالت تابع عکس‌العمل بانک مرکزی مشابه یکدیگر بوده اما در حالت دوم تغییرات سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولتی به شدت تحت تاثیر تکانه مثبت درآمدهای نفتی قرار گرفتند. علاوه برآن، در حالت دوم متغیرهای تولید و تورم به ترتیب پس از ۵ و ۱۲ فصل به تعادل بلندمدت خود باز گشتند.

لازم به توضیح است که اثر تکانه درآمدهای نفتی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد در هر دو حالت در تطابق با سایر مطالعات داخلی همچون مقالات منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) و کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) است.

ب- توابع عکس‌العمل آنی در برابر تکانه ارزی

در این قسمت آثار یک تکانه مثبت ارزی به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای مصرف خصوصی (c)، مخارج جاری (GC)، تورم (pi)، سرمایه‌گذاری کل (IT) و تولید (y) نشان داده شده است. مکانیزم اثرگذاری تکانه ارزی در این مدل هم از طریق خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی و خالص سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی و هم از طریق تابع عکس‌العمل بانک مرکزی است. بنابراین همانگونه که در نمودار (۳) نشان داده شده است تکانه مثبت ارزی موجب افزایش خالص دارایی خارجی و در نتیجه افزایش پایه پولی (در

www.SID.ir

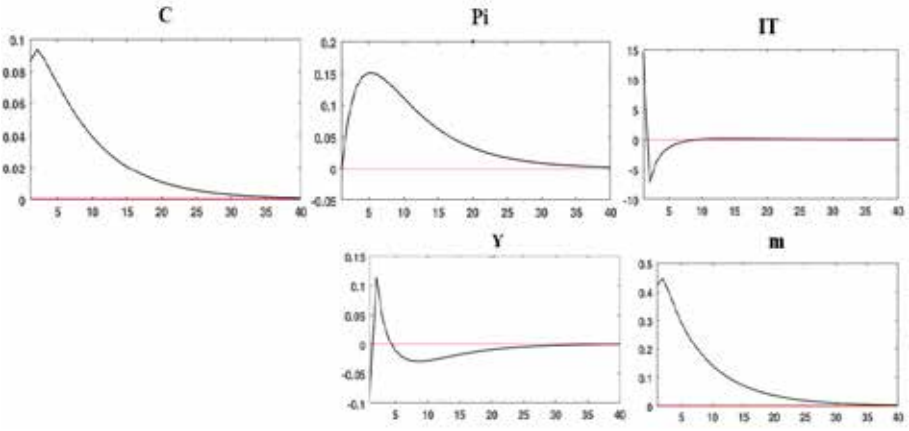
Archive of SID

حالت اول ۰/۷۸ و در حالت دوم ۰/۹۶) و رشد حجم پایه پولی می‌شود.

از آنجا که در این مدل فرض بر آن بود که تنها منبع ورود ارز به کشور، صادرات نفت است که در اختیار دولت قرار دارد و همچنین با فرض آنکه در زمان افزایش درآمدهای دولتی مخارج عمرانی نیز افزایش می‌یابد، به دنبال تکانه مثبت ارزی، سرمایه‌گذاری دولتی افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه در ایران بزرگ‌ترین کارفرمای بخش خصوصی دولت است، افزایش مخارج عمرانی دولت تاثیر مستقیم و مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. افزایش سرمایه‌گذاری‌های دولتی و خصوصی موجب افزایش سرمایه‌گذاری کل اقتصاد (در حالت اول ۲۶/۵ و در حالت دوم ۲۵۲/۱) می‌شود. همانند تکانه نفتی، مصرف خصوصی (در حالت اول ۰/۱۶ و در حالت دوم ۰/۲۱) افزایش می‌یابد. اثر تکانه ارزی بر مخارج دولتی همانند تاثیری است که تکانه درآمدهای نفتی بر این متغیر داشت. بنابراین در نتیجه تکانه مثبت ارزی، مخارج کل دولت (در حالت اول ۳۷/۴- و در حالت دوم ۳۵۰,۲-) کاهش یافته و این کاهش افزایش سرمایه‌گذاری کل و مصرف را خنثی نموده و به کاهش تولید (در حالت اول ۰/۱۵- و در حالت دوم ۰/۷۸-) منجر می‌شود.

با توجه به اینکه در ایران نظام ارزی از نوع شناور مدیریت شده است، با افزایش نرخ ارز، دولت به منظور ثابت نگهداشتن نرخ ارز اقدام به عرضه ارز می‌کند که این امر موجب کاهش نقدینگی و در نتیجه کاهش تورم (در حالت اول ۰/۰۰۲- و در حالت دوم ۰/۸۵-) در کشور می‌شود. از این‌رو، با تکانه مثبت ارزی نرخ تورم ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد تا به تعادل بلندمدت خود برسد.

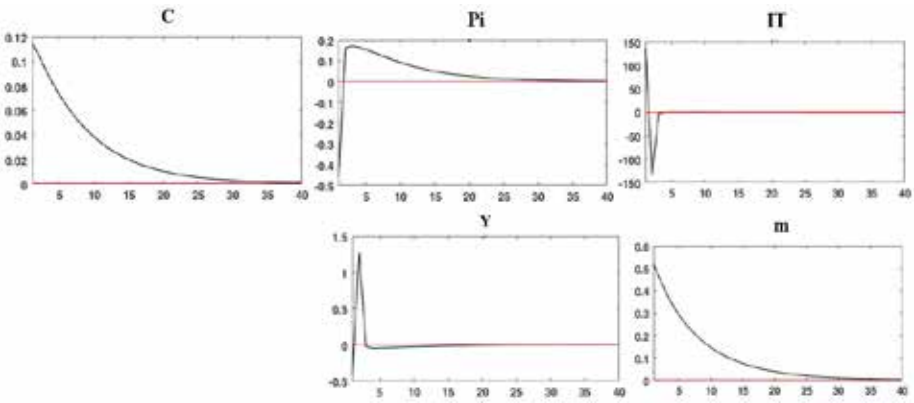
الف- حالت اول تابع عکس‌العمل بانک مرکزی



www.SID.ir

Archive of SID

ب- حالت دوم تابع عکس‌العمل بانک مرکزی



نمودار ۳ـ توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه ارزی به اندازه یک انحراف معیار

ماخذ: نتایج تحقیق.

مقایسه توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه ارزی در دو حالت نشان می‌دهد که در حالت اول نرخ تورم در برابر این تکانه تقریبا بدون تغییر مانده است اما پس از آن شروع به افزایش کرده تا در فصل ۴۰ ام به تعادل بلند مدت خود رسید اما در حالت دوم تورم بعد از ۳۰ فصل به مقدار باثبات خود رسیده است. از سوی دیگر، در حالت دوم متغیر تولید پس از ۱۵ فصل به مقدار با ثبات خود می‌رسد این در حالی است که در حالت اول این متغیر بعد از ۳۰ فصل به تعادل بلند مدت خود رسیده است. بنابراین در حالت اول سیاستگذاری، مدل نمی‌تواند به خوبی وضعیت اقتصاد ایران را نمایش دهد. علاوه برآنکه، در حالت دوم تابع عکس‌العمل بانک مرکزی اثر تکانه ارزی سریعتر از بین رفته و اقتصاد به وضعیت باثبات خود می‌رسد.

در مطالعات داخلی تنها در مقاله منظور (۱۳۹۴) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای کلان اقتصادی در برابر تکانه ارزی تحلیل شده است. در این مقاله در نتیجه تکانه مثبت ارزی مخارج عمرانی، سرمایه‌گذاری، مصرف، تولید و اشتغال افزایش و تورم کاهش یافته است، این در حالی است که براساس یافته‌های تحقیق حاضر به دلیل ضرایب اثرگذاری سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر تولید، تولید ابتدا کاهش و سریعاً در دوره دوم افزایش می‌یابد.

www.SID.ir

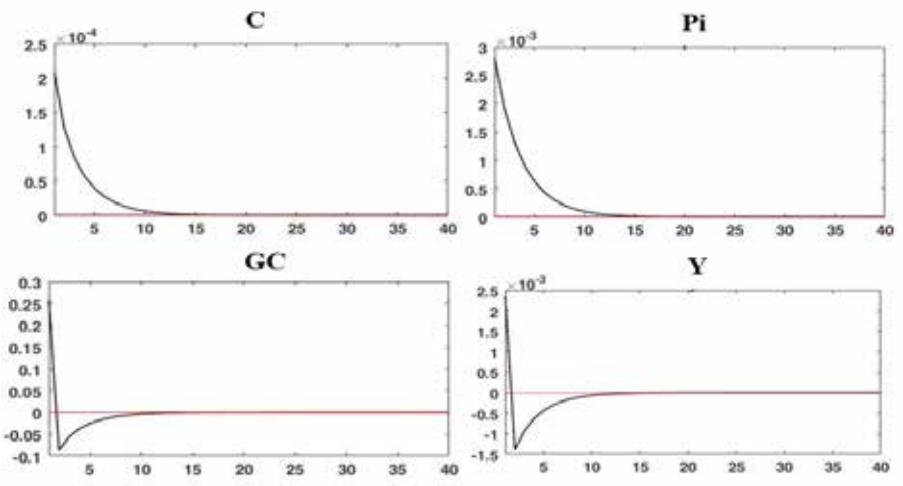
Archive of SID

ج- توابع عکس‌العمل آنی در برابر تکانه پولی

یک تکانه پولی به اندازه یک انحراف معیار موجب افزایش نقدینگی و در نتیجه بالا رفتن نرخ تورم می‌شود. افزایش حجم پول در جامعه بر مصرف (خصوصی و دولتی (GC)) تاثیر مستقیم دارد اما میزان اثرگذاری بر مصرف خصوصی خیلی کمتر از مصرف دولتی است (مطابق با شکل مصرف دولتی ۰/۲۵ درصد افزایش می‌یابد در حالیکه مصرف خصوصی ۰/۰۰۰۲ درصد زیاد می‌شود) که این امر ناشی از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است.

افزایش مصرف موجب افزایش تقاضای کل شده و تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهد. همانگونه که در نمودار (۴) نشان داده شده است از آنجا که سهم عمده افزایش تقاضا به دلیل افزایش مخارج جاری دولت بوده است، تولید نیز هم‌جهت با آن تغییر کرده است. دولت به منظور مهار تورم ناشی از این تکانه مثبت، عکس‌العمل ضد تورمی دولت به شکل سیاست انقباض پولی و کاهش نرخ رشد حجم پول را اعمال می‌کند که نتیجه این سیاست کاهش تولید و مصرف (خصوصی و دولتی) است.

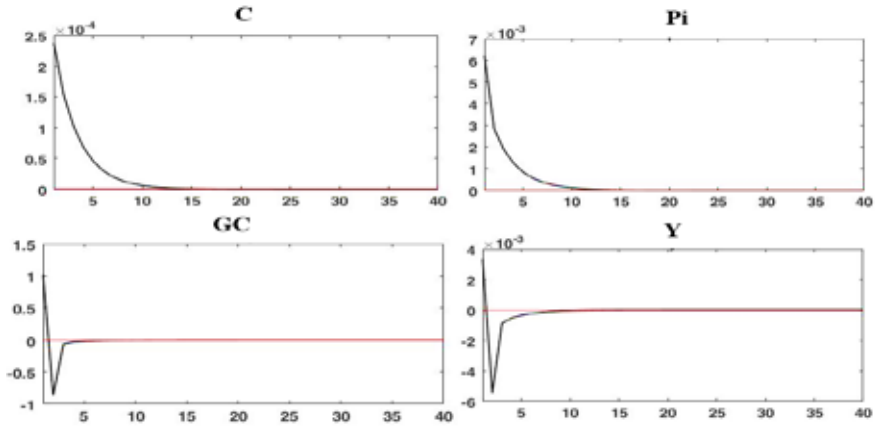
الف- حالت اول تابع عکس‌العمل بانک مرکزی



www.SID.ir

Archive of SID

ب- حالت دوم تابع عکس‌العمل بانک مرکزی



ماخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ٤ـ توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه پولی به اندازه یک انحراف معیار

جمع بندی و ملاحظات

در این مقاله، با توجه به آموزه‌های مکتب کینزین‌های جدید مدل تعادل عمومی پویای تصادفی متناسب با ویژگی‌های اقتصاد ایران از جمله وابستگی بالای بودجه دولت به درآمدهای نفتی، نحوه تخصیص بودجه دولت به مخارج جاری و عمرانی، سهم بالای درآمدهای نفتی از صادرات کشور و در نتیجه لحاظ صادرات نفت به عنوان تنها رابطه مبادله کشور با جهان خارج و عدم استقلال بانک مرکزی، طراحی شد. از آنجا که اقتصاد ایران همواره به دلیل اثرپذیری از شوک‌های نفتی دوران رکود را در دوره‌های مختلف تجربه نموده است، در این مقاله دو حالت سیاستگذاری پولی مورد بررسی قرار گرفت. بانک مرکزی در حالت اول با توجه به انحراف تورم از تورم هدف و سطح تولید و در حالت دوم براساس انحراف تورم آتی از تورم هدف و انحراف تولید از تولید بالقوه سیاستگذاری می‌کند. در هر دوحالت ابزار سیاستی بانک مرکز رشد حجم پول و بهره‌مندی سیاستگذار از تجربیات سیاستی دوره‌های قبل لحاظ شده است. برآورد مدل با استفاده از روش DSGE-BVAR و براساس داده‌های فصلی ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۲:۴ نشان می‌دهد که در حالت دوم سیاستگذار با توجه بیشتر بر تجربیات سیاستگذاری پیشین نسبت به شرایط

www.SID.ir

Archive of SID

موجود اقدام به تصمیم‌سازی و سیاستگذاری می‌کند در حالیکه در حالت اول عکس این موضوع صدق می‌کند. همچنین تحلیل نتایج مربوط به توابع عکس‌العمل آنی تکانه‌های نفتی، ارزی و پولی نشان می‌دهد چنانچه سیاستگذاری با توجه به تجربیات گذشته به دنبال کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و کاهش انحراف تورم آتی از تورم هدف باشد، در صورت بروز تکانه اقتصاد سریعتر به حالت تعادل باز خواهد گشت.

علاوه بر آن، بررسی آثار تکانه‌های پولی، نفتی و ارزی بر متغیرهای کلان در هر دو حالت تابع عکس‌العمل بانک مرکزی حاکی از آن است که تکانه نفتی با افزایش درآمدهای دولت و افزایش پایه پولی موجب افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف شده و افزایش سرمایه‌گذاری‌ها با وقفه بر تولید اثر گذار بوده و تورم نیز به دلیل انبساط سمت تقاضا افزایش می‌یابد. اثر تکانه‌های ارزی بر متغیرهای کلان نیز مشابه اثر تکانه نفتی می‌باشد. در حالیکه تکانه پولی به اندازه یک انحراف معیار از یک‌سو موجب افزایش نقدینگی و تورم و از سوی دیگر سبب افزایش مصرف می‌شود. به علت افزایش سطح عمومی قیمت‌ها مصرف خصوصی کمتر از مخارج جاری دولت افزایش می‌یابد. افزایش تقاضای کل ناشی از افزایش مصرف تاثیر مثبتی بر تولید داشته و آن را افزایش می‌دهد.

با توجه به نتایج فوق و از آنجا که وابستگی بالای اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و سهم بالای این درآمدها در تامین ارز مورد نیاز کشور، آسیب‌پذیری اقتصاد کشور در برابر نوسانات قیمت این محصول را افزایش داده و سیر تاریخی رکودهای اقتصادی ایران پس از افزایش قیمت نفت نیز گواهی بر این مدعاست. بنابراین در چنین شرایطی اتخاذ سیاست پولی که بتواند آثار تکانه‌های وارده بر اقتصاد را در سریع‌ترین زمان ممکن خنثی نماید از اولویت سیاستگذاری برخوردار است. با توجه به یافته‌های این تحقیق، مطلوب‌ترین تابع عکس‌العمل بانک مرکزی حالتی است که در آن سیاستگذار با نگاه به آینده و بهره‌مندی از سوابق سیاستی گذشته اتخاذ تصمیم می‌کند. لذا پیشنهاد می‌شود در شرایطی که رشد پایه پولی ابزار سیاستگذار پولی است، با توجه به تجربیات پیشین و نرخ ارز انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم آتی از تورم هدف حداقل شود.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

بوستانی، رضا (۱۳۹۱)؛ «سیاستگذاری پولی بهینه در اقتصاد ایران»، بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱)؛ «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، ش ۳.

زراء نژاد، منصور و ابراهیم انواری (۱۳۹۱)؛ «تعیین سیاستهای پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نااطمینانی با استفاده از مدل اقتصاد کلان پایه خرد»، دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال نوزدهم، ش ۳.

خلیلی عراقی، سید منصور و حامد شکوری گنجه و محمد زنگنه (۱۳۸۸)؛ «تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه»، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۴، ش ۸۸

کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان (۱۳۹۱)؛ «سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، فصلنامه تحقیقات الگوسازی اقتصادی، ش ۸

ستوده، محمدرضا، (۱۳۹۵)؛ «مروری بر مشکلات صنعت در پساتحریم»، دبیرخانه کمیسیون‌های تخصصی اتاق ایران، گزارش شماره ۱۳۹۵۵۸.

شاه حسینی، سمیه و جاوید بهرامی، (۱۳۹۱)؛ «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفدهم، ش ۵۳.

شاهمرادی، اصغر و مهدی صارم، (۱۳۹۲)؛ «سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۸، ش ۲.

فرازمند، حسن و مجتبی قربان‌نژاد و عبداله پورجوان، (۱۳۹۲)؛ «تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در اقتصاد ایران»، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۱، ش ۶۷.

متوسلی، محمود و ایلناز ابراهیمی و اصغر شاهمرادی و اکبر کمیجانی، (۱۳۸۹)؛ «طراحی یک الگو تعادل عمومی تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال دهم، ش ۴.

منظور، داود و انوشیروان تقی‌پور، (۱۳۹۴)؛ «تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت؛ مورد مطالعه: ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و سوم، ش ۷۵.

مهرگان، نادر و حسن دلیری، (۱۳۹۲)؛ «واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی براساس مدل DSGE»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و یکم، ش ۶۶.

Algozhin, A. (2015), Optimal Monetary Policy Rule and Cyclicality of Fiscal Policy in a Developing Oil Economy, Available at: www.dynare.org.

Del Negro, M., & Schorfheide, F, (2004), Priors from General Equilibrium Models for

www.SID.ir

Archive of SID

VARs. *Intrnational Economic Review*, 45(2), pp.643-673.

Del Negro, M., Schorfheide, F., Smets, F., & Wouters, R. (2007). On the Fit of New Keynesian Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 25(2), pp.123-143.

Mishkin, F., (2009), *Monetary policy strategy*. MIT Press.

Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do Central Banks Responds to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), pp.1069-1087.

Olayeni Olaolu, R. (2009). A Small Open Economy Model for Nigeria: a BVAR-DSGE approach. Available at:http://mpra.ub.uni-muenchen.de/ 16180.

Rabee Hamedani, H., Pedram, M. (2014). Oil price shock and optimal monetary policy in a model of small open oil exporting economy- case of Iran. *Journal of Money and Economy*, 8(3), pp 21- 61.

Romero, E. (2008). Monetary Policy in Oil-Producing Economies. *CEPS Working Paper*, NO.169, Princeton University.

Walsh, C. (2003). *Monetary Theory and Policy*. MIT Press.

http://www.indexmundi.com

http://www.cbi.ir

www.SID.ir