فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال چهارم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۶/ صفحات ۷۸-۴۹

بررسی اثر تکانه‌های بیرونی بر اقتصاد نفتی ایران در چارچوب مدل تلفیقی تعادل عمومی پویای تصادفی و خودهمبستگی برداری بیزین (DSGE-BVAR)[1]

الهام اسمعیلی پور ماسوله

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

شمس‌الله شیرین بخش*

دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا،

ایلناز ابراهیمی

استادیار اقتصاد پژوهشکده پولی و بانکی،

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۰۲

چکیده

وابستگی بالای اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و نقش پررنگ آن در نحوه تخصیص بودجه دولت به اعتبارات هزینه‌ای و عمرانی خصوصا چسبندگی بالای اعتبارات هزینه‌ای به هنگام کاهش درآمدهای نفتی موجب بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط نوسانات قیمت نفت شده است. از این رو در این مقاله اثر تکانه‌های بیرونی بر اقتصاد نفتی ایران در چارچوب مدل تلفیقی DSGE-BVAR بررسی شده است. با برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین طی دوره زمانی ۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۹:۱، نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل حاکی از آن است که توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای تولید و تورم در برابر تکانه‌های تکنولوژی، پولی، نفتی و ارزی مطابق با انتظارات تئوریک و مشاهدات دنیای واقعی است. تکانه‌های پولی و درآمدهای نفتی در کوتاه مدت تولید را افزایش داده، اما با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها مقدار آن کاهش می‌یابد. علاوه بر آن، در نتیجه تکانه ارزی، تولید ابتدا کاهش یافته اما با افزایش سرمایه‌گذاری‌ها، در بلندمدت افزایش می‌یابد. نرخ تورم در اثر تکانه مثبت پولی، درآمدهای نفتی و نرخ ارز افزایش یافته اما با تکانه مثبت تکنولوژی کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، خودهمبستگی برداری بیزین (BVAR)، اقتصاد صادرکننده نفت، تکانه نفتی، مکتب کینزین‌های جدید.

طبقه بندی JEL: E27، E52، Q43.

---

[1] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه الزهرا است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

وابستگی بالای اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و نقش پررنگ درآمدهای نفتی در بودجه-ریزی دولت سبب اثرگذاری تغییرات بخش نفت بر سیاست‌های پولی و مالی کشور شده است. اثر بخش نفت بر سیاست‌های مالی دولت را می‌توان در سهم قابل توجه درآمدهای نفتی از بودجه عمومی دولت (به طور متوسط ۵۱/۱ درصد در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲[۱]) و تغییر سهم درآمدهای مالیاتی از کل درآمدهای دولت متناسب با نوسانات درآمدهای نفتی (افزایش سهم درآمدهای مالیاتی از ۶۵/۶ درصد در سال ۱۳۸۵ به ۷۲/۵۶ درصد در سال ۱۳۹۳ همراستا با کاهش سهم نفت از بودجه عمومی دولت از ۶۵,۱ درصد در سال ۱۳۸۵ به ۵۱/۰۶ درصد در سال ۱۳۹۳)[۲] مشاهده کرد. از سوی دیگر، تاثیرگذاری بالای بخش نفت بر سیاست‌های پولی، در فرآیند فروش ارز حاصل از درآمدهای صادراتی نفت توسط بانک مرکزی به منظور تامین منبع ریالی بودجه، قابل مشاهده است.

شواهد تاریخی نیز گواه غیرقابل پیش‌بینی بودن تکانه‌های قیمت نفت و پرنوسان بودن روند آن است. بحران نفتی اوایل دهه ۱۹۷۰، جنگ عراق و کویت در سال ۱۹۹۰، حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ آمریکا، جنگ عراق در سال ۲۰۰۳ و تکانه نفتی سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ میلادی، نمونه‌هایی از تکانه‌های نفتی غیرقابل کنترل هستند (ال انشاسی و برادلی[۳]، ۲۰۱۲). این تکانه‌ها ریشه در عوامل اقتصادی و سیاسی خارجی داشته و نسبت به اقتصاد داخل برون‌زا هستند (فیلیز و همکاران[۴]، ۲۰۱۱). با این توضیحات، چالش جدی پیشروی سیاست‌گذاران در کشورهای وابسته به نفت، امکان‌پذیر نبودن تعیین دقیق درآمدهای نفتی و بودجه‌ریزی بر مبنای درآمدهای نفتی است. این ویژگی می‌تواند اثرات مهمی بر عملکرد اقتصادی و ثبات اقتصادهای وابسته به درآمدهای نفتی داشته باشد. از این‌رو، در اینگونه کشورها، تدوین سیاست‌های پولی مناسب و برنامه‌ریزی دقیق برای ایجاد ثبات اقتصادی، آگاهی از سازوکار تاثیر تکانه‌های نفتی بر وضعیت متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی، ضروری است. دستیابی به این مهم، مستلزم بهره‌گیری از مدل‌هایی است که بخش‌های داخلی، خارجی و ساختار سیاست‌های پولی اقتصاد را در یک چارچوب

---

[۱] محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های بانک مرکزی.

[۲] مستخرج از خلاصه تحولات اقتصادی کشور، بانک مرکزی.

[3] El Anshasy & Bradley

[4] Filis et al.

تعادلی و پویا همچون مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[1] 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)، توجه به تجربیات پیشین در مقابله با بروز تکانه‌های نفتی از سوی سیاست‌گذاران حائز اهمیت است. از این‌رو، در این مقاله تلاش شده است تا میزان بهره‌گیری از تجربیات سیاستی پیشین به عنوان متغیری در تابع سیاست‌گذاری مقام پولی لحاظ شود. علاوه بر آن به منظور کاهش خطای مدل‌های DSGE که به علت به‌کارگیری روش کالیبراسیون مورد انتقاد برخی از اقتصاددانان می‌باشد، تلاش شده است در چارچوب یک مدل تلفیقی تعادل عمومی پویای تصادفی و خودهمبستگی برداری بیزین (BVAR[2]-DSGE) متناسب با ویژگی‌های اقتصاد ایران، اثر تکانه‌های بیرونی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران بررسی شده است. بر این اساس، در این مقاله پس از بیان مبانی نظری و بررسی پیشینه تحقیق، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی سازگار با اقتصاد کوچک باز ایران تدوین و در پایان پس از ارائه متدولوژی و تحلیل نتایج، توصیه‌ای برای سیاست‌گذاران ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

یکی از ویژگی‌های اکثر کشورهای صادرکننده نفت، وابستگی بالای اقتصاد این کشورها به درآمدهای نفتی است که این امر سبب آسیب‌پذیری این کشورها از شرایط رونق و رکود اقتصاد جهانی شده است. در برخی از کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران، کل درآمدهای نفتی یا بخشی از آن در اختیار دولت قرار دارد که دولت از طریق اعمال سیاست‌های مالی درآمدهای مذکور را به اقتصاد تزریق می‌کند. بنابراین اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت از طریق سیاست مالی در اقتصاد جریان می‌یابد و با توجه به اینکه ساختار بودجه دولت و اعمال سیاست‌های مالی در اغلب کشورهای صادرکننده نفت به میزان بسیار زیادی به نفت وابسته است، اهمیت درآمدهای نفتی در

[1] Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
[2] Bayesian Vector Autoregression

این کشورها را دو چندان می‌سازد.

بخشی از درآمدهای نفتی دولت از طریق بانک مرکزی به پول ملی تبدیل شده و در بودجه دولت لحاظ می‌شود و مابقی به صورت خالص دارایی‌های خارجی در بانک مرکزی نگهداری می‌شود که این امر منجر به افزایش منبع پایه پولی در اقتصاد می‌شود. افزایش حجم نقدینگی، از یکسو موجب انتقال منحنی تقاضای کل به سمت بالا و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و از سوی دیگر، افزایش مخارج دولت در تامین نیازهای توسعه‌ای کشور را به دنبال دارد که این دو عامل در کنار یکدیگر سبب افزایش نرخ تورم می‌شود. از آنجا که تولید داخلی با سرعتی کندتر از تقاضای کل افزایش می‌یابد، با افزایش درآمدهای نفتی و ارزش پول ملی کشورهای صادرکننده نفت، واردات افزایش می‌یابد (بک و کمپ[1]، ۲۰۰۹). افزایش واردات ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای منجربه بهبود شرایط بخش عرضه اقتصاد و در نتیجه افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود (امامی و ادیب‌پور[2]، ۱۳۹۰). اما آنچه در واقعیت مشاهده می‌شود رشد اقتصادی پایین در این کشورهاست که این موضوع در قالب نظریه نفرین منبع[3] یا تناقض فراوانی[4] قابل توضیح است. این دیدگاه که بر نقش مسایل غیراقتصادی در توجیه پایین بودن نرخ‌های رشد تاکید دارد در قالب نظریاتی همانند فرضیه بیماری هلندی[5]، انگیزه‌های کاهش یافته برای توسعه بخش غیروابسته به منبع طبیعی در اقتصاد[6]، تغییرپذیری بالای درآمد منبع طبیعی[7] و اثرات اقتصاد سیاسی درآمد منبع طبیعی[8] به توجیه دلایل پایین بودن رشد اقتصادی کشورهای نفت‌خیز نسبت به کشورهای فاقد منبع طبیعی می‌پردازد. علاوه بر علل ذکر شده، مسئله‌ای که در خصوص درآمدهای نفتی وجود دارد آن است که اگرچه کاهش درآمدهای نفتی موجب کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی و کاهش تولید می‌شود، افزایش این درآمدها چندان منجربه افزایش تولید و اشتغال نشده و بخشی از اثرات آن بدون اثرگذاری بر تولید خنثی شده و موجب افزایش تورم داخلی می‌شود.

در توجیه وجود این اثر نامتقارن می‌توان گفت که عموماً در دوره‌های افزایش قیمت نفت

---

[1] Beck and Kamps
[2] Emami & Adibpour (2009)
[3] Resource Curse
[4] Paradox of Plenty
[5] Dutch Disease Hypothesis
[6] Reduced Incentive to Develop the non-Resource Part of Economy
[7] High Volatility of Resource Revenues
[8] Political Economy Effects of Resource Income

و درآمدهای ارزی، اعتبارات هزینه‌ای و عمرانی دولت منبسط شده و افزایش می‌یابند. اما چنانچه مخارج دولت به شکلی هزینه شود که در هنگام اجرای سیاست‌های مالی انبساطی نوعی برون‌رانی[1] سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به وجود آید، موجب کاهش اثرات مثبت افزایش مخارج دولت می‌گردد (چوی و دورکس[2]، ۲۰۰۵). در هنگام کاهش قیمت نفت و درآمدهای ارزی، با توجه به انعطاف‌ناپذیری که در مورد اعتبارات هزینه‌ای وجود دارد، عموماً کاهش معادلی در اعتبارات هزینه‌ای دولت به وقوع نمی‌پیوندد زیرا عملاً کاهش قابل ملاحظه امکان‌پذیر نبوده و عموماً در این شرایط از میزان بودجه عمرانی دولت کاسته خواهد شد که این کاهش بر سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید در بخش‌های گوناگون اقتصادی مستقیماً اثرگذار است. علاوه بر این بسیاری از طرح‌های سرمایه‌گذاری با کمبود منبع لازم جهت اتمام آن‌ها مواجه می‌شود و این مطلب نیز موجب ایجاد نوعی عدم کارایی در اقتصاد خواهد شد (مهرآرا[3]، ۲۰۰۸).

همان‌طور که پیشتر گفته شد عموماً یکی از راهکارها جهت مقابله با تورم ناشی از افزایش تقاضای کل بواسطه تزریق ارز حاصل از صادرات نفت، افزایش میزان واردات (به ویژه کالاهای قابل مبادله) است. با افزایش واردات بسیاری از بخش‌های تولیدی با آسیب مواجه شده و از چرخه تولید خارج می‌شوند لذا بخشی از سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در اقتصاد بلااستفاده مانده و میزان تولید کاهش یافته و بیکاری نیز افزایش می‌یابد. در مقابل به هنگام کاهش درآمدهای ارزی میزان واردات نیز کاهش می‌یابد که بخشی از کاهش واردات متوجه کالاهای سرمایه‌ای و ماشین‌آلات تولیدی خواهد بود و منجربه کاهش سرمایه-گذاری، تولید و اشتغال می‌گردد (امامی و ادیب‌پور، ۱۳۹۰).

از دیگر اثرات درآمدهای نفتی، تاثیر آن بر سیاست‌های ارزی دولت است. براساس نظر صندوق بین‌المللی پول، رژیم ارزی ایران از نوع نرخ ارز شناور مدیریت شده است بدین معنا که مسیر حرکت نرخ ارز از قبل تعیین یا هدفگذاری نمی‌شود. بنابراین نرخ ارز در ایران شناور است و برای اینکه بتوانند آن را مدیریت کنند و به نحوی از انحاء نرخ ارز را تحت تاثیر قرار دهند، مسئولان پولی با توجه به شرایط اقتصادی کشور اقدام به مدیریت نرخ ارز می‌کنند. شرایط و شاخص‌های اقتصادی که می‌تواند مبنای مدیریت نرخ ارز باشد،

---

[1] Crowding Out
[2] Choi & Devereux
[3] Mehrara (2008)

وضعیت تراز پرداخت‌ها و یا اندوخته‌های بین‌المللی می‌باشد. بنابراین هنگامی که صادرات نفت افزایش می‌یابد، درآمدهای ارزی کشور افزایش یافته که این امر موجب افزایش عرضه ارز و کاهش قیمت ارز می‌شود. مطابق با نظام ارزی ایران، دولت برای ثابت نگهداشتن قیمت ارز، اقدام به خرید ارز و افزایش نقدینگی در کشور می‌کند که این امر از یکسو کاهش نرخ بهره حقیقی و از سوی دیگر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال دارد. با توجه به اینکه نرخ ارز حقیقی ایران از ضرب نرخ ارز اسمی در شاخص قیمت خرده-فروشی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[1] و تقسیم آن بر شاخص قیمت خرده‌فروشی حاصل می‌شود، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها کاهش نرخ ارز حقیقی را به دنبال خواهد داشت. پس می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش درآمدهای نفتی، نرخ ارز حقیقی به علت افزایش نرخ تورم کاهش می‌یابد و بالعکس.

۳- مروری بر مطالعات پیشین

آلگرتا و بن خوجا[2] (۲۰۱۵)، به بررسی اثر پویای تکانه قیمت نفت در اقتصاد الجزیره با استفاده از تکنیک بیزی و در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که پس از یک شوک مثبت قیمت نفت، متغیرهای کلان اقتصادی مصرف، سرمایه‌گذاری، تورم و تولید غیرنفتی افزایش یافته در حالیکه تولید بخش نفت به دلیل عضویت در اوپک و عدم امکان تنظیم آزادانه عرضه نفت نسبت به تغییرات قیمت نفت کاهش می‌یابد.

کیانگ هو و همکاران[3] (۲۰۱۶)، با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری و با توجه به محدودیت‌های مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری (کانادا و ایالات متحده آمریکا) به بررسی اثرات تکانه قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی و مکانیزم انتقال این تکانه در یک کشور صادرکننده نفت (کانادا) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تکانه-های نفتی اثر محرکی بر تقاضای کل کانادا، ارزش دلار کانادا، بهبود رابطه مبادله و کاهش دستمزدهای واقعی دارد. علاوه بر آن، اختلالات خارجی شامل نوآوری‌های قیمت نفت و نرخ بهره ایالات متحده آمریکا نیز اثر معناداری روی فعالیت‌های اقتصادی کانادا دارد. همچنین نرخ بهره ایالات متحده آمریکا نقش چندانی در توضیح تورم و نرخ ارز واقعی نداشته اما اثرات ناچیزی بر نرخ بهره و تولید کانادا دارد.

---

[1] Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
[2] Allegret & Benkhodja
[3] Hou et al.

از میان مطالعات داخلی خیابانی و امیری[1] (۱۳۹۳)، به بررسی تاثیر تکانه‌های قیمت نفت و تولید نفت خام بر متغیرهای پولی، مالی و کلان اقتصادی در چارچوب یک اقتصاد نیوکینزی برای اقتصاد ایران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که تکانه‌های قیمت نفت و تولید نفت خام بر مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، سرمایه‌گذاری، تولید ملی، هزینه نهایی تولید و تورم تاثیر مثبت و معنادار دارد. همچنین نتایج به دست آمده بر ضرورت کاهش تسلط دولت بر درآمدهای نفتی، بودجه‌ریزی مالیاتی دولت و کاهش دسترسی دولت به حساب ذخیره ارزی تاکید دارد. صیادی و همکاران[2] (۱۳۹۴) با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر الگوی چرخه ادوار تجاری حقیقی و با لحاظ ویژگی ناکارایی‌های سرمایه‌گذاری عمومی به بررسی تاثیر تکانه درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که تکانه درآمدهای نفتی موجب افزایش مصرف، اعتبارات هزینه‌ای و عمرانی دولت و کاهش تورم در کوتاه‌مدت شده است، هر چند در میان‌مدت تورم افزایش می‌یابد. با تکانه افزایش درآمدهای نفتی، صندوق توسعه ملی و به تبع آن سهم تسهیلات اعطایی از سوی صندوق به بخش خصوصی با افزایش روبه‌رو می‌شود. این در حالی است که تکانه مزبور تاثیر کمی بر رشد و گسترش تولید بخش غیرنفتی کشور دارد.

فرجی و افشاری[3] (۱۳۹۴)، برای بررسی تاثیر تکانه‌های قیمت نفت بر نوسانات متغیرهای کلان ایران از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی چند بخشی با تاکید بر بهینه‌سازی بخش نفت به عنوان بخش تولیدی و لحاظ یارانه بر قیمت نفت، استفاده کردند. برقراری قاعده قیمت‌های واحد (به عنوان منشاء مهم عدم کارایی در اقتصاد باز در حال توسعه) از طریق مدلسازی بخش واردات و در نظر گرفتن واردکنندگانی مورد توجه قرار گرفته است که توان قیمت‌گذاری دارند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تکانه قیمتی مثبت نفت در ابتدا باعث افزایش سرمایه و تولید در بخش نفت و کاهش این دو متغیر در بخش غیرنفتی شده و تولید ناخالص داخلی، مصرف و تورم را افزایش داده است. همچنین، موجب کاهش نرخ ارز حقیقی شده و با گذشت زمان، تمام متغیرها به سوی مقدار باثبات خود همگرا شده‌اند.

---

[1] Khiabani & Amiri (2014)
[2] Sayadi et al. (2015)
[3] Faraji & Afshari (2015)

در مطالعات داخلی عمدتاً از چارچوب الگوهای سری زمانی و DSGE برای بررسی اثر تکانه‌های بیرونی خصوصاً تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران استفاده شده است. نقد لوکاس به مدل‌های اقتصادسنجی خصوصاً سری‌های زمانی و انتقاد وارد بر مدل‌های DSGE به علت پایین بودن دقت روش‌های کالیبراسیون و احتمال خطای نتایج حاصل از برآورد آن، موجب شد در این مقاله به منظور حصول نتایج قابل اطمینان‌تر با حداقل خطای ممکن از مدل هیبریدی BVAR-DSGE استفاده شود تا علاوه بر کاهش خطای پیش‌بینی مدل‌های DSGE، با ایجاد هماهنگی بیشتر بین مبانی نظری و داده‌ها، برازش بهتری از داده‌ها ارائه شود.

۴- مدل

الگوی مورد استفاده به پیروی از گالی و موناسلی[1] (۲۰۰۵) یا تصریح آن به وسیله لوبیک و اسکورفیلد[2] (۲۰۰۵) ، اولاینی اولائو[3] (۲۰۰۹) و متوسلی و همکاران[4] (۱۳۸۹) با فرض وجود یک اقتصاد باز کوچک طراحی شده است. با توجه به فروض زیر، این مدل متشکل از سه بخش خانوار، بنگاه و دولت - بانک مرکزی است.

- کشور مورد بررسی در بازار نفت یک کشور کوچک است که 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[5]، فرض می‌شود کشور به جز صادرات نفت، رابطه مبادله دیگری با خارج از کشور ندارد.
- نحوه تخصیص بودجه دولت به اعتبارات هزینه‌ای و عمرانی و رابطه درآمدهای نفتی با این دو متغیر، به این صورت است که با کاهش درآمدهای نفتی، دولت از حجم اعتبارات عمرانی در مقایسه با اعتبارات هزینه‌ای بیشتر کم می‌کند و در زمان افزایش درآمدهای نفتی، حجم اعتبارات هزینه‌ای دولت بیش از اعتبارات عمرانی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، چسبندگی اعتبارات هزینه‌ای دولت در هنگام کاهش درآمدهای نفتی بیشتر است.

---

[1] Gali & Monacelli
[2] Lubik & Schorfheild
[3] Olayeni
[4] Motavaseli et al. (2011)
[5] 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 (ماخذ: نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران)

- 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.

۴-۱- خانوار

خانوار عمر نامحدود دارد و در هر دوره عوامل تولید (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 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 فرض اینکه خانوار نماینده از مصرف کالا و نگهداری مانده حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و از کار کردن مطلوبیت از دست می‌دهد، تابع مطلوبیت خانوار تابع MIU[1] است که به صورت زیر تعریف می‌شود::

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

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

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

در این تابع E_t عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$عامل تنزیل، σ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، ε عکس کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول و γ $(\gamma > 0)$ 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 عوامل تولید (کار و سرمایه) را به بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای عرضه می‌کند. عرضه نیروی کار و سرمایه بنگاه-های مختلف باید به گونه‌ای باشد که در تمام دوره‌ها روابط $L_t = \int_0^1 L_{j,t} dj$ و $K_t = \int_0^1 K_{j,t} dj$ برقرار باشد. خانوار از محل عرضه نیروی کار و سرمایه، درآمد به دست می‌آورد

[1] Money In Utility

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 زیر است: .

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

خانوار بخشی از منبع 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.

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

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

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

r_t و w_t به ترتیب نرخ اجاره حقیقی سرمایه و دستمزد حقیقی نیروی کار هستند.

با حداکثرسازی مطلوبیت خانوار با توجه به قید بودجه و حل تابع لاگرانژ، معادلات منتج از شروط مرتبه اول به صورت زیر خواهد بود:

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

شرط مرتبه اول نسبت به مصرف:

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

شرط مرتبه اول نسبت به مانده حقیقی پول:

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

شرط مرتبه اول نسبت به نیروی کار:

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

شرط مرتبه اول نسبت به موجودی سرمایه:

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

۴-۲- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولید شده بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای را خریداری می‌کند و از ترکیب آن‌ها کالای نهایی تولید می‌کند که به خریداران نهایی فروخته می‌شود. کالاهای واسطه، متمایز و جانشین بوده و کشش جانشینی ثابت θ بین آن‌ها برقرار است. تولیدکننده کالای نهایی، آن‌ها را براساس یک جمعگر ترکیب می‌کند.

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

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

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

۴-۳- بنگاه تولیدکننده کالای واسطه

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌ها در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه تشکیل شده است. هر کدام از بنگاه‌ها، کالاهای متمایزی تولید می‌کند و در نهایت، پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی توسط خانوار خریداری می‌شود.

در بخش بنگاه تولیدکننده کالای واسطه، بنگاه i، $y_t(i)$ واحد کالا را به شکل زیر تولید می‌کند:

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

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. $\tau \in [0و1]$ شاخصی است که میزان تاثیرگذاری سرمایه دولت در تولید را نشان می‌دهد. $\tau = 0$ بیانگر بی‌تاثیری سرمایه دولتی بر تولید است و 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.

[1] Steady State

بنابراین سرمایه دولتی جانشین کامل سرمایه خصوصی است.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه در یک بازار رقابتی فعالیت می‌کند. نیروی کار خانوار را استخدام 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:

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

تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای با مسئله دیگری نیز روبه‌رو هستند. در هر دوره تنها بخشی از آن‌ها، یعنی معادل $(\xi - 1)$ از بنگاه‌ها می‌توانند به صورت بهینه قیمت‌هایشان را تعدیل کنند و برای بنگاه‌هایی که نمی‌توانند بهینه‌یابی کنند، قیمت‌ها با توجه به تورم دوره قبل شاخص‌بندی می‌شوند.

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

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 $\emptyset_{jt}$ است که همان هزینه نهایی‌اش است. بنابراین هزینه بنگاه برابر با $\emptyset_{t+i} y_{jt+i}$ می‌باشد که با توجه به تابع تقاضای کالای واسطه به وسیله تولیدکنندگان نهایی حداکثر می‌شود.

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

۴-۴- دولت و بانک مرکزی

به علت عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نه تنها 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. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه‌داشتن بودجه خود است. در این خصوص بانک مرکزی 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 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 اعتبارات هزینه‌ای (GC_t) و اعتبارات عمرانی (GI_t) است.

$$G_t = GC_t + GI_t \qquad (۲۱)$$

اعتبارات عمرانی همان سرمایه‌گذاری دولتی است. چون سرمایه‌گذاری انباشت می‌شود و حجم سرمایه را می‌دهد برای KG_t رابطه زیر وجود دارد:

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

رفتار دولت در ایران به گونه‌ای است که با کاهش درآمدهای نفتی از حجم اعتبارات عمرانی کم می‌کند. با فرض اینکه سهم α_{GI} از تکانه درآمد نفتی (ε_t^0) بر اعتبارات عمرانی اثرگذار باشد، در رابطه مربوط به سرمایه‌گذاری دولت GI_t که به صورت ... .. در نظر گرفته شده است، $\alpha_{GI}\varepsilon_t^0$ 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 با 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.

$$fr_t = {fr_{t-1}}/{\pi_t} + \omega or_t e_t \qquad (۲۸)$$

$$dc_t = {dc_{t-1}}/{\pi_t} + (1-\omega) or_t e_t \qquad (۲۹)$$

درآمدهای نفتی دولت به شکل یک فرآیند برونزای ... .. تعریف شده است.

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_t^0 \qquad \varepsilon_t^{or} \sim N(0.\delta_{or}^2) \qquad (۳۰)$$

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

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

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + (1-\rho_e)\bar{e} + \varepsilon_t^e \qquad \varepsilon_t^e \sim N(0.\delta_e^2) \qquad (۳۱)$$

۴-۵- تابع عکس‌العمل بانک مرکزی

برای برقراری تعادل عمومی در اقتصاد، تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ضروری است. از آنجا که در ایران نرخ بهره دستوری است، فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذار پولی نرخ رشد حجم پول است. سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که انحراف تورم از تورم هدف حداقل شود. از سوی دیگر با توجه به اهمیت درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت در سیاست‌گذاری پولی، نرخ ارز هم به عنوان متغیر اثرگذار در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی وارد شده است.

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

ε_t^{mb} تکانه سیاست‌گذار پولی و $\varepsilon_t^{mb} \approx i.i.d\ N(0و\sigma_{mb}^2)$ است. با توجه به اهمیت توجه به تجربیات سیاست‌گذاری دوره‌های قبل، ضریب ρ_{mb} نشان‌دهنده میزان بهره‌گیری از تجربیات سیاستی دوره‌های قبل در سیاست‌گذاری است. هرچه مقدار این ضریب کوچکتر باشد بیانگر حافظه کوتاه مدت ضعیف سیاست‌گذاران پولی است. رشد حجم پول و تورم هدف نیز بر اساس روابط زیر تعریف شده‌اند.

$$mb_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{{M_t}/{P_t}}{{M_{t-1}}/{P_t}} = \frac{{M_t}/{P_t}}{{M_{t-1}}/{P_t} \times {P_{t-1}}/{P_{t-1}}} = \frac{m_t}{{m_{t-1}}/{\pi_t}} \qquad (۳۵)$$

$$\pi_t{}^* = \rho_{\pi^*}\pi^*_{t-1} + (1-\rho_{\pi^*})\bar{\pi}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (۳۶)$$

۵- متدلوژی BVAR-DSGE

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 دارد و مبتنی بر مبانی نظری نمی‌باشد. بنابراین با توجه به ویژگی‌های این دو مدل، می‌توان با تلفیق آن‌ها با یکدیگر اولاً هماهنگی و رابطه‌ای نزدیکتر بین مبانی نظری و روند داده‌ها فراهم نمود و ثانیاً برازش بهتری از داده‌ها ارائه کرد. مدل تلفیقی BVAR-DSGE(λ) اولین بار توسط دل‌نگرو و اسکوفیلد[1] در سال ۲۰۰۴ معرفی و در مقالات بعدی آنان توسعه داده شد.

برخلاف BVAR که از توزیع پیشین مینه‌سوتا[2] برای شیب برآوردهای رو به جلوی گام-های تصادفی در فضای پارامترها استفاده می‌کند، مدل BVAR-DSGE(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 BVAR-DSGE(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 است:

۵-۱- 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 تعریف می‌شود.

$$p(\theta|\mathrm{y}) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (۳۷)$$

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

---

[1] Del Negro & Schorfheide
[2] Minnesota
[3] Posterior

۵-۲- تعیین VAR تقریبی برای مدل DSGE

مدل‌های DSGE در فرم VAR و به فرم زیر قابل تعریف است:

$$y_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 y_{t-1} + \cdots + \emptyset_p y_{t-p} + u_t \quad (۳۸)$$

y_t بردار $n \times 1$، $\emptyset = [\emptyset_0' . \emptyset_1' . \ldots . \emptyset_p']'$ و یک بردار $np \times 1$، $\tilde{y}_t = [1 . y_{t-1}' . \ldots . y_{t-p}']'$ است.

$$Y = X\emptyset + U$$

$U \sim N(0.\Sigma)$ و $Y = [y_0' . y_1' . \ldots . y_T']'$ و $X = [\tilde{y}_1' . \tilde{y}_2' . \ldots . \tilde{y}_T']'$ با $U = [u_1' . u_2' . \ldots . u_T']'$ می‌باشد.

تابع حداکثر درستنمایی VAR به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p(y|\emptyset.\Sigma) \propto |\Sigma|^{\frac{-T}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} tr[\Sigma^{-1}(y'y - \emptyset' x' y - y' x\emptyset + \emptyset' x' x\emptyset)]\right) \quad (۳۹)$$

۵-۳- ساخت توزیع پیشین BVAR

با استفاده از مدل DSGE اطلاعاتی درباره پارامترهای VAR بدست می‌آید. می‌توان به منظور جلوگیری از تغییر نمونه‌گیری، از گشتاورهای مدل DSGE به جای گشتاورهای شبیه‌سازی شده استفاده کرد. از آنجا که ماتریس خودهمبستگی جامعه برای مدل DSGE تحت فرض مشاهدات خودهمبستگی به صورت $\Gamma_{YY}(\gamma) = E(Y^*Y^{*\prime})$، $E(Y^*X^{*\prime})$، $\Gamma_{YX}(\gamma) = \Gamma_{XY}(\gamma) = E(X^{*\prime}Y^*)$ و $\Gamma_{XX}(\gamma) = E(X^{*\prime}X^*)$ تعریف می‌شود طبق فرض دل‌نگرو و اسکوفید که $T^* = \lambda T$ است، می‌توان ماتریس خودهمبستگی نمونه را به صورت $\lambda\Gamma_{YY}(\gamma)$ ، $\lambda\Gamma_{YX}(\gamma)$ ، $\lambda\Gamma_{XY}(\gamma)$ ، $\lambda\Gamma_{XX}(\gamma)$ تعریف کرد. دل‌نگرو و اسکوفید با ترکیب تابع درستنمایی و توزیع‌های پیشین پراکنده، چگالی پیشین مشاهده شده مصنوعی را به صورت زیر تعریف کردند:

$$p(\emptyset.\Sigma|\gamma) \propto |\Sigma|^{-\frac{\lambda T+n+1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} tr\left[\Sigma^{-1}\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)'\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)\right]\right) \quad (۴۰)$$

که

$$\left[\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)'\left(Y^* - X^*\emptyset(\gamma)\right)\right] = \lambda T[\Gamma_{YY}(\gamma) - \emptyset(\gamma)'\Gamma_{XY}(\gamma) - \Gamma_{YX}(\gamma)\emptyset(\gamma) + \emptyset(\gamma)'\Gamma_{XX}(\gamma)\emptyset(\gamma)] \quad (۴۱)$$

روابط (۴۲) و (۴۳) بنابر یک projection خطی از مدل DSGE به مدل VAR حاصل می‌شود:

$$\emptyset^*(\gamma) = \Gamma_{XX}^{-1}(\gamma)\Gamma_{XX}(\gamma) \quad (۴۲)$$

$$\Sigma^*(\gamma) = \Gamma_{YY}(\gamma) - \Gamma_{XY}(\gamma)\Gamma_{XX}^{-1}(\gamma)\Gamma_{YX}(\gamma) \quad (۴۳)$$

به عبارت دیگر، مشروط به پارامترهای مدل λ و γ، توزیع پیشین برای پارامترهای VAR به فرم زیر خواهد بود:

$$\emptyset|\Sigma.\gamma.\lambda \sim N(\emptyset^*(\gamma).\frac{1}{\lambda T}[\Sigma^{-1}\odot\Gamma_{XX}(\gamma)]^{-1}) \quad (۴۴)$$

$$\Sigma|\gamma.\lambda \sim IW(\lambda T\Sigma^*(\gamma).\lambda T - K - n) \quad (۴۵)$$

IW نشان‌دهنده توزیع وارون ویشارت[1] است. برای تضمین اینکه توزیع پیشین مناسب است باید $\Gamma_{XX}(\gamma)$ غیرمنفرد و $\lambda > \frac{k+n}{T}$ باشد.

۵-۴- توزیع پسین

بر اساس تعریف سلسله مراتبی، احتمال توزیع پسین برابر است با

$$\mathrm{p}_\lambda(\emptyset.\Sigma.\gamma|Y) = \frac{p(Y|\emptyset.\Sigma.\gamma)p_\lambda(\emptyset.\Sigma|\gamma)p(\gamma)}{p(Y)} \quad (۴۶)$$

که $\mathrm{p}_\lambda(\emptyset.\Sigma.\gamma|Y)$ تابع درستنمایی VAR، $p(Y|\emptyset.\Sigma.\gamma)$ چگالی توزیع پیشین مشاهده شده مصنوعی و $p(\gamma)$ چگالی پیشین توام برای پارامترهای DSGE است.

$$p(Y) = \int_{\gamma\in\Gamma} p(Y|\emptyset.\Sigma.\gamma)p_\lambda(\emptyset.\Sigma|\gamma)p(\gamma)d\gamma \quad (۴۷)$$

$p(Y)$ چگالی نهایی است که به دلیل استقلال از پارامترها بر توزیع تحت بررسی اثر نمی‌گذارد.

$$\mathrm{p}_\lambda(\emptyset.\Sigma.\gamma|Y) \propto p(Y|\emptyset.\Sigma.\gamma)p_\lambda(\emptyset.\Sigma|\gamma)p(\gamma) \quad (۴۸)$$

بر این اساس، دل‌نگرو و اسکوفید (۲۰۰۴) نشان دادند که مشروط به مقادیر λ و γ، توزیع پسین نرمال- ویشارت[2] خواهد بود.

$$\Sigma|\emptyset.\gamma.\lambda.Y \sim IW((\lambda+1)T\hat{\Sigma}(\gamma.\lambda).(1+\lambda)T - nk - n) \quad (۴۹)$$

$$vec(\emptyset)|\gamma.\lambda.Y \sim N(vec\left(\widehat{\emptyset}(\gamma.\lambda)\right).\Sigma\odot[\lambda T\Gamma_{XX}(\gamma) + X'X]^{-1} \quad (۵۰)$$

vec(.) عملگر بردارساز است.

$$\widehat{\emptyset}(\gamma.\lambda) = (\lambda\Gamma_{XX}(\gamma) + X'X)^{-1}(\lambda T\Gamma_{XY}(\gamma) + X'Y) \quad (۵۱)$$

و

[1] Inverted Wishart
[2] Normal-Wishart

$$\widehat{\Sigma}(\gamma.\lambda)=\frac{1}{(1+\lambda)T}[\lambda T\Gamma_{YY}(\gamma)+Y'Y-(\lambda T\Gamma_{YX}(\gamma)+Y'X)\widehat{\emptyset}(\gamma.\lambda)] \quad (۵۲)$$

۵-۵- مدل ترکیبی بهینه

دل‌نگرو و اسکوفید (۲۰۰۴) با فاکتورایز کردن توزیع پسین در چگالی شرطی پارامترهای VAR، از توزیع پسین ابرپارامتر λ برای ارزیابی برازش DSGE بهره بردند. در این ارتباط $p_\lambda(\emptyset.\Sigma|Y.\gamma)$ نشان‌دهنده پارامترهای DSGE و γ چگالی نهایی پارامترهای DSGE بوده که به صورت $p_\lambda(\gamma|Y)$ نشان داده می‌شود. با بررسی تعداد محدودی از gridهای $\Lambda=[\lambda_1.\dots.\lambda_q]$ با $\lambda_1=\frac{n+k}{T}$ و $\lambda_q=\infty$، توزیع این هایپر پارامتر را به شکل زیر تعریف کردند:

$$p_\lambda(Y)=\int p_\lambda(\emptyset.\Sigma.\gamma|Y)d(\emptyset.\Sigma.\gamma) \quad (۵۳)$$

که

$$p_\lambda(\emptyset.\Sigma.\gamma|Y)=p(\emptyset.\Sigma|Y.\gamma)p_\lambda(\gamma|Y) \quad (۵۴)$$

و مد آن به صورت زیر است:

$$\widehat{\lambda}=\arg max_{\lambda\in\Lambda}\, p_\lambda(Y) \quad (۵۵)$$

دل‌نگرو و همکاران بیان داشتند که اگر λ برابر با کمترین مقدار خود (صفر) شود در این حالت بهترین نمایش داده‌ها در قالب VAR نامقید خواهد بود اما چنانچه مقدار λ برابر با بی‌نهایت شود، در این حالت داده‌ها برازش بهتری از مدل DSGE خواهند بود. بنابراین می‌توان گفت اگر $\widehat{\lambda}$ بزرگ باشد مدل تئوری برازش خوبی از داده‌ها ارائه می‌کند. اما اگر $\widehat{\lambda}$ به صفر گرایش داشته باشد، مدل تئوری به خوبی داده‌ها را توضیح نمی‌دهد.

۶- داده ها و نتایج برآورد مدل

۶-۱- داده‌ها

پیش از شبیه‌سازی و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مدل، لازم است پارامترهای ساختاری و مقادیر باثبات متغیرهای مدل محاسبه شوند. در این مقاله، مقادیر باثبات متغیرها با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۹۲:۴-۱۳۶۹:۱محاسبه شدند.

جدول (۱): پارامترهای محاسبه شده مدل برحسب داده‌های اقتصاد ایران

$\bar{r}$	$\overline{m}$	$\bar{\lambda}$	$\frac{\bar{\lambda}}{\overline{\pi}}$	$\frac{\overline{GC}}{\overline{G}}$	$\frac{\overline{GI}}{\overline{G}}$	$\frac{\overline{dc}}{\overline{m}}$	$\frac{\overline{fr}}{\overline{m}}$	$\bar{y}$
-۲۷/۹۸	۲۳۹/۴۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۶	۰/۷۸	۰/۲۲	-۰/۰۳۳	۱/۰۳۳	۴۱۷/۶
$\overline{\pi}$	$\frac{\overline{GI}}{\overline{IT}}$	$\frac{\bar{I}}{\overline{IT}}$	$\frac{\bar{C}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{G}}{\bar{y}}$	ρ_e	ρ_{or}	α_{GI}
۴/۷۶	۰/۱۶	۰/۸۴	۰/۵۲	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۸۷	۰/۹۲	۰/۴۲

منبع: محاسبات تحقیق

۶-۲- نتایج برآورد مدل

۱-۲-۶- تحلیل ساختاری: مقادیر میانگین، انحراف معیار و نوع توزیع مربوط به توزیع پیشین استفاده شده برای برآورد مدل به همراه مقادیر مربوط به توزیع پسین و نیز نمودارهای آن‌ها به ترتیب در پیوست جدول (۲) و نمودار (۵) نشان داده شده است. نتایج مربوط به برآورد تابع سیاست‌گذاری بانک مرکزی به شرح زیر است:

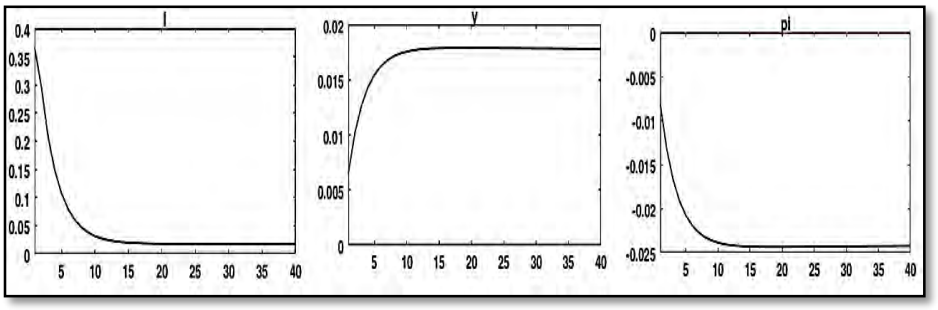
$$\widehat{mb}_t = ۰/۳۳۳\ \widehat{mb}_{t-1} - ۱/۲۲\widehat{y}_t - ۰/۸۸(\widehat{\pi}_t - \pi^*) + ۰/۹۹\widehat{e}_t$$

کوچک بودن مقدار ρ_{mb} نشانگر کم توجهی سیاست‌گذار پولی به بهره‌گیری از سیاست-های پیشین است.

۲-۲-۶- تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی: توابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای الگو را در طول زمان به هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیری که به آن تکانه وارد شده است را نشان می‌دهد.

الف- توابع عکس‌العمل آنی در برابر تکانه تکنولوژی

با وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار بر تکنولوژی و انتقال تابع عرضه به سمت بالا، تورم حدود ۴/۶ درصد کاهش و تولید به اندازه ۳/۳ درصد افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، بهبود تکنولوژی و ارتقا ماشین‌آلات و تجهیزات، تقاضای نیروی کار ماهر را افزایش می‌دهد.



نمودار (۱): توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه تکنولوژی به اندازه یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های تحقیق

در سایر مطالعات همچون متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) و فخرحسینی (۱۳۸۹) شوک بهره‌وری موجب افزایش تولید به ترتیب معادل حدود ۵ و ۱/۲درصد و کاهش تورم حدود ۱۵ و ۰/۲ درصد شده است. علاوه بر آن، فخرحسینی نیز به افزایش اشتغال نیروی کار در نتیجه تکانه مثبت تکنولوژی اشاره داشته است.

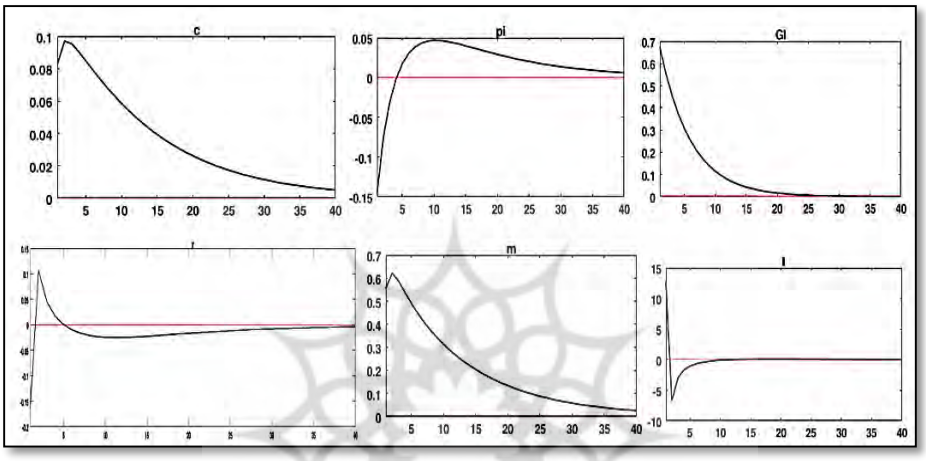
ب- توابع عکس‌العمل آنی در برابر تکانه درآمدهای نفتی

مکانیزم اثرگذاری تکانه نفتی در این مدل هم از طریق تغییر خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و سپرده‌گذاری دولت نزد بانک مرکزی و هم از طریق اثرگذاری بر اعتبارات عمرانی دولت است. 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 به دلیل فرض وجود رابطه مستقیم بین اعتبارات عمرانی دولت با درآمدهای نفتی، حدود ۰/۷ درصد اعتبارات عمرانی افزایش یافته و در نتیجه وابستگی بالای سرمایه‌گذاری خصوصی به اعتبارات عمرانی، سرمایه‌گذاری خصوصی و به تبع آن مصرف نیز افزایش می‌یابد. با بهبود سرمایه‌گذاری و مصرف که منجربه انبساط طرف تقاضا می‌شود، نرخ تورم کاهش می‌یابد.

از آنجا که سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در تابع تولید به ترتیب دارای توان‌ها ۰/۴ و ۰/۰۴ می‌باشند، افزایش سرمایه‌گذاری‌ها با وقفه بر تولید اثر می‌گذارد. از این‌رو، تولید

ابتدا کاهش و سپس شروع به افزایش می‌کند.

اثر تکانه درآمدهای نفتی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد در تطابق با مطالعات منظور و تقی‌پور[1] (۱۳۹۴) و کمیجانی و توکلیان[2] (۱۳۹۱) می‌باشد.



نمودار (۲): توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه درآمدهای نفتی به اندازه یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های تحقیق

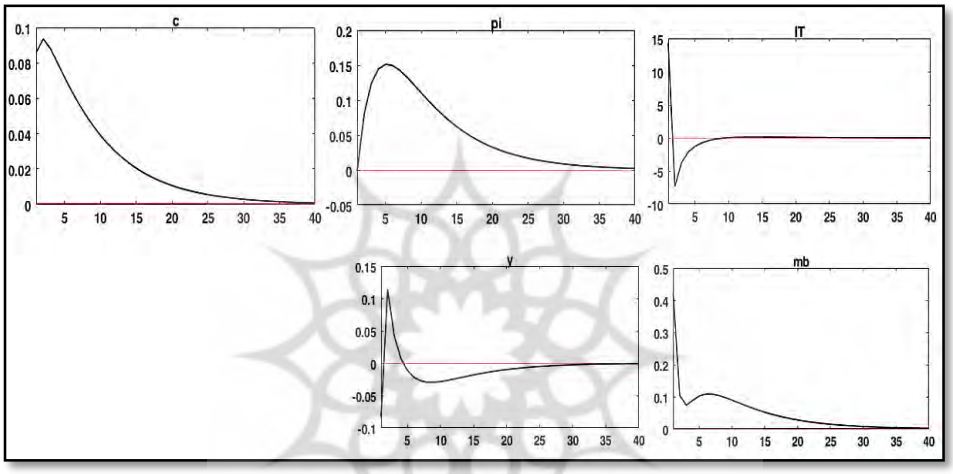
ج- توابع عکس‌العمل آنی در برابر تکانه ارزی

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. تکانه مثبت ارزی موجب افزایش خالص دارایی خارجی و در نتیجه افزایش پایه پولی 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 اعتبارات 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 اعتبارات عمرانی دولت تاثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. افزایش سرمایه‌گذاری‌های دولتی و خصوصی موجب افزایش سرمایه‌گذاری کل اقتصاد (IT) می‌شود. همانند تکانه نفتی، مصرف

[1] Manzoor & Taghipour (2016)
[2] Komijani & Tavakolian (2012)

خصوصی افزایش و تولید کاهش می‌یابد.

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 تورم در کشور می‌شود. از این‌رو، با تکانه مثبت ارزی نرخ تورم ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد تا به تعادل بلندمدت خود برسد.



نمودار(۳): توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه ارزی به اندازه یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های تحقیق

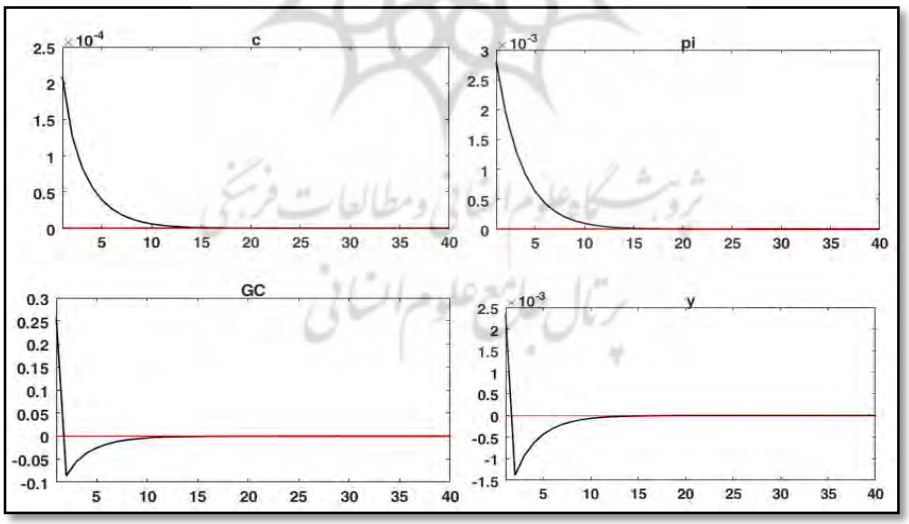
در مطالعات داخلی تنها در مقاله منظور (۱۳۹۴) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای کلان اقتصادی در برابر تکانه ارزی تحلیل شده است. در این مقاله در نتیجه تکانه مثبت ارزی اعتبارات عمرانی، سرمایه‌گذاری، مصرف، تولید و اشتغال افزایش و تورم کاهش یافته است، این در حالی است که بر اساس یافته‌های تحقیق حاضر به دلیل ضرایب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

د- 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 ۲۵ درصد افزایش می‌یابد در حالیکه مصرف خصوصی ۰/۰۲ 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. همان‌طور 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 می‌کند. دولت به منظور مهار تورم ناشی از این تکانه مثبت سیاست انقباض پولی و کاهش نرخ رشد حجم پول را اعمال می‌کند که نتیجه این سیاست کاهش تولید و مصرف (خصوصی و دولتی) است.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) در مقاله خود نشان دادند که تکانه پولی به افزایش تولید و تورم منجر می‌شود. اما نکته قابل توجه آن است که در این مقاله بیان شده است به علت افزایش تورم، دستمزد حقیقی کاهش یافته و مصرف کاهش می‌یابد. در حالیکه در مقاله حاضر و مقاله منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) نشان داده می‌شود که افزایش نقدینگی به افزایش مصرف کل اقتصاد منجر خواهد شد. البته لازم به توضیح است که در این مقاله افزایش مصرف خصوصی ابتدا به دلیل افزایش حجم پول خیلی کم افزایش یافته اما با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها سریعاً کاهش یافته است. در مقاله فطرس و همکاران (۱۳۹۳) تنها اثر تکانه پولی بر تولید ارزیابی شده است که در آنجا نیز تولید به مقدار بسیار جزئی افزایش یافته است.



نمودار(۴): توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه پولی به اندازه یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های تحقیق

۷- خلاصه و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر، اثر تکانه‌های بیرونی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نفتی ایران در چارچوب مدل هیبریدی DSGE-BVAR و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۲:۴-۱۳۶۹:۱ بررسی

شد. نتایج حاکی از آن است که علی‌رغم وجود سیکل‌های متناوب رونق و رکود در اقتصاد ایران، سیاست‌گذار پولی از تجربیات سیاستی دوره‌های پیشین بهره چندانی نمی‌برد. همچنین نتایج حاصل از تحلیل توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای تولید و تورم در برابر تکانه‌های تکنولوژی، پولی، نفتی و ارزی مطابق با انتظارات تئوریک و مشاهدات دنیای واقعی است. تکانه‌های پولی و درآمدهای نفتی در کوتاه مدت موجب افزایش تولید می‌شود، اما با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها مقدار آن کاهش می‌یابد. علاوه بر آن، در نتیجه تکانه ارزی تولید ابتدا کاهش می‌یابد ولیکن به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری‌ها، در بلندمدت افزایش خواهد یافت. نرخ تورم در اثر تکانه مثبت پولی، درآمدهای نفتی و نرخ ارز افزایش یافته اما با تکانه مثبت تکنولوژی کاهش می‌یابد. با توجه به نتایج حاصله پیشنهاد می‌شود دولت به منظور رشد تولید با اعمال سیاست‌های حمایتی، انگیزه مناسبی را برای ارتقا تکنولوژی بنگاه‌ها فراهم آورد. از آنجا که تکانه پولی با گذشت زمان تنها منجربه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و اثر آن بر تولید به سرعت از بین می‌رود، سیاست‌گذاران اقتصادی به جز در موارد خاص که نیاز به تحریک تولید در کوتاه مدت وجود دارد، از بکارگیری این ابزار خودداری نمایند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. امامی، کریم، و ادیب‌پور، مهدی (۱۳۸۸). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۳(۱۰)، ۲۶-۱.

۲. خیابانی، ناصر، و امیری، حسین (۱۳۹۳). جایگاه سیاست‌های پولی و مالی ایران با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۴)، ۱۷۳-۱۳۳.

۳. شاه حسینی، سمیه، و بهرامی، جاوید (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، (۵۳)۱۷، ۸۳-۵۵.

۴. فخر حسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۱). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل ادوار تجاری پولی. پژوهش‌های پولی- بانکی، ۶، ۱۳۲-۱۱۱.

۵. فرجی، مریم، و افشاری، زهرا (۱۳۹۴). تکانه‌های قیمت نفت و نوسانات اقتصادی در ایران در چارچوب مدل اقتصاد باز کینزی جدید. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۹(۷۶)، ۱۱۴-۸۳.

۶. فطرس، محمدحسن، توکلیان، حسین، و معبودی، رضا (۱۳۹۳). تاثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۱۹)، ۹۴-۷۳.

۷. کمیجانی، اکبر، و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطهٔ مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *تحقیقات مدل‌سازی* اقتصادی، ۸(۲)، ۱۱۷-۸۷.

۸. صیادی، محمد، دانش جعفری، داوود، بهرامی، جاوید، و رافعی، میثم (۱۳۹۴). ارائه چارچوبی برای استفاده بهینه از درآمدهای نفتی در ایران؛ رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE). *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۰(۲)، ۵۸-۲۱.

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

۱۰.منظور، داود، و تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت: مورد مطالعه ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۵، ۴۴-۷.

۱۱.مهرگان، نادر، و دلیری، حسن (۱۳۹۲). واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل (DSGE). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و یکم، (۶۶)۲۱، ۳۹-۶۸.

۱۲. وبسایت بانک مرکزی ایران، آمار و داده‌ها (www.cbi.ir)

1. Allegret, J. P., & Benkhodja, M. T. (2015). External shocks and monetary policy in an oil exporting economy (Algeria). .... , 37(4), 652-667.
2. El Anshasy, A. A., & Bradley, M. D. (2012). Oil prices and the fiscal policy response oil-exporting countries. .... , 34(5), 605-620.
3. Benkhodja, M. T. (2014). Monetary policy and the Dutch disease effect in an oil exporting economy. ... . , 138, 78-102.
4. Choi, W. G., & Deveruex, M. B. (2005). Asymmetric effects of government spending: Does the level of real interest rates matter? .. . .
5. Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2004). Priors from general equilibrium models for VARs. .. .. , 45(2), 643-673.
6. Del Negro, M., Schorfheide, F., Smets, F., & Wouters, R. (2007). On the fit of new Keynesian models. ... ... , 25(2), 123-143.
7. Emami, K., & Adibpour, M. (2009). The asymmetric effects of oil shocks on output in Iran. . . .. , 3(10), 1-26 (In Persian).
8. Fakhrhosseini, F. (2013). Evaluation of effects of monetary policy on Iranian economy in a monetary business cycle framework. .... , 6, 111-132 (In Persian).
9. Faraji, M., & Afshari, Z. (2015). Oil price shocks and economic fluctuations in Iran in context of a new Keynesian open economy model. .... , 19 (76), 83-114 (In Persian).
10. Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, CH. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: the case of oil-importing and oil-exporting countries. ... . , 20, 152-164.
11. Fotros, M. H., Tavakolian, H., & Maaboudi, R. (2015). Impact of fiscal and monetary shocks on macroeconomic variables in Iran, dynamic stochastic general equilibrium approach 1961-2012. . ... , 5(19), 73-94 (In Persian).
12. Gali, J., & Monaceli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. .... , 72, 707-734.
13. Hou, K., Mountain, D. c., & Wu, T. (2016). Oil price shocks and their transmission mechanism in an oil-exporting economy: A VAR analysis informed by a DSGE model. .... , 68, 21-49.
14. Khiabani, N. & Amiri, H. (2014). The position of monetary and fiscal policies with emphasizing on oil sector with DSGE models (the case of

Iran). .... , 14(54), 133-173 (In Persian).
15. Komijani A., & Tavakolian, H. (2012). Monetary policy under fiscal dominance and implicit inflation target in Iran: A DSGE approach. .... , 2(8), 87-117 (In Persian).
16. Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks responds to exchange rate movements? A structural investigation. . ... , 54(4), 1069-1087.
17. Manzoor, D., & Taghipour A. (2016). A dynamic stochastic general equilibrium model for an oil exporting and small open economy: the case of Iran. ... . , 23(75), 7-44 (In Persian).
18. Mehregan, N., & Daliri, H. (2013). Banks respond to monetary policy shocks based on DSGE model. . ... 21(66), 39-68.(In Persian)..
19. Mehrara, M. (2008). The asymmetric relationship between oil revenues and economic activities: The case of oil-exporting countries. ... ... , 36(3), 1164-1168.
20. Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Komijani, A. (2011). A new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model for an oil exporting country. .... , 10(4), 87-116 (In Persian).
21. Olayeni Olaolu, R. (2009). A small open economy model for Nigeria: a BVAR-DSGE approach, ...
22. Sanchez, S. M. (2013). A BVAR-DSGE model for forecasting the Spanish economy. *Athens: ATINER's Conf.*. ... . , No: ECO2013-0791.
23. Sayadi, M., Daneshjafari, D., Bahrami, J., & Rafeei, M. (2015). A framework for the optimum oil revenue allocation in Iran; dynamic stochastic general equilibrium approach. . ... , 20, 21-58 (In Persian).
24. Shahhossini, S., & Bahrami, J. (2012). Designing a new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model for Iran's economy with banking sector. . .. . , 17(53), 55-83 (In Persian).
25. Sims, C. A., & Zha, T. (2006). Were there regimes switches in US monetary policy?. .. .. , 96(1), 54-81.
26. Vasconez, V. A., Giraud, G., Mc Lsaac, F., & Pham, N. S. (2015). The effects of oil price shocks in a new Keynesian framework with capital accumulation. . ... , 86, 844-854.
27. Central Bank of Iran (www.cbi.ir).

پیوست

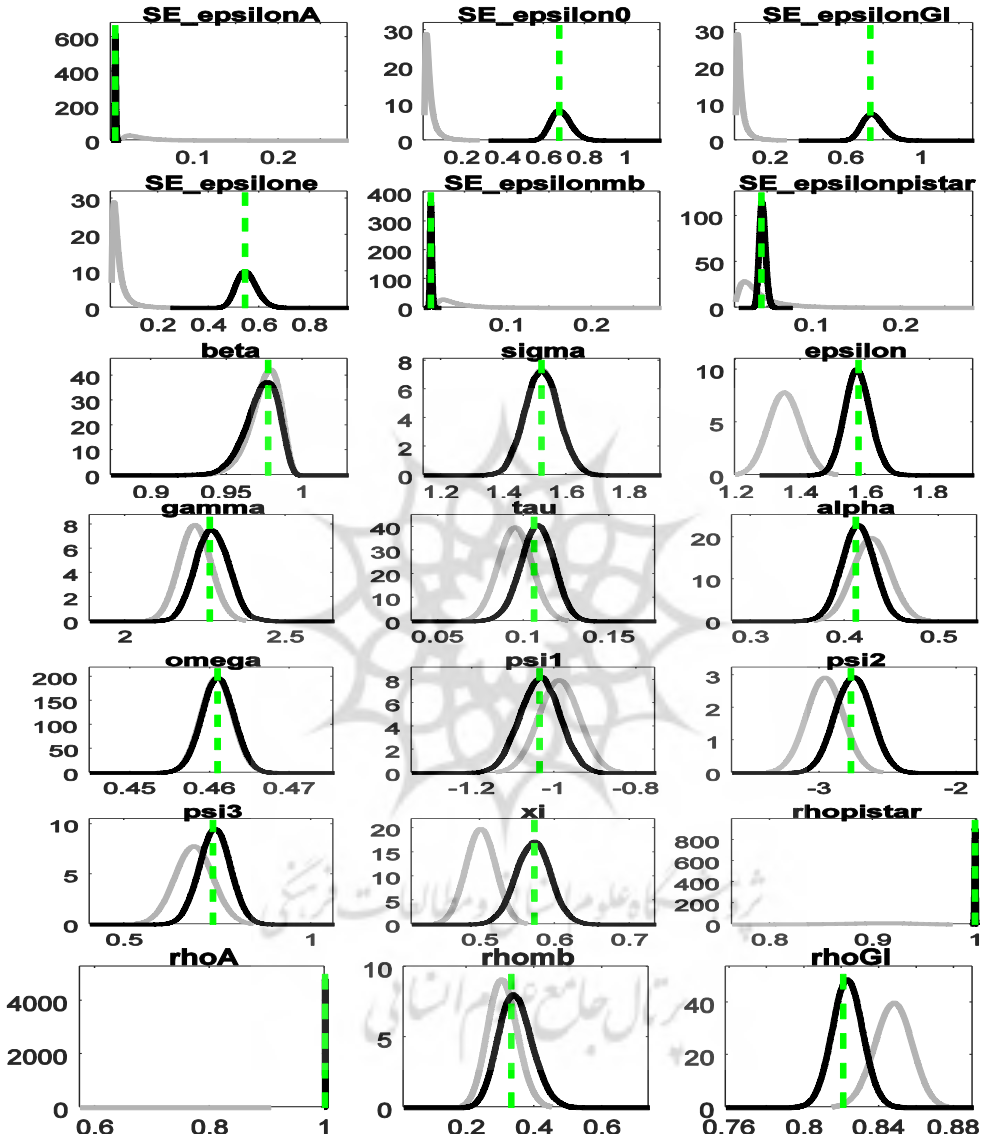
جدول(۲): توزیع پسین و پیشین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	میانگین پسین	منبع
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف کننده	بتا	۰/۹۷۴۵ (۰/۰۱)	۰/۹۷۲۲	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۵۲۰۹ (۰/۰۵۴)	۱/۵۱۹۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ε	عکس کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول	گاما	۱/۳۴۹۷ (۰/۰۵۰۹)	۱/۵۷۴۳	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
γ	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۲/۲۱۵۶ (۰/۰۵)	۲/۲۶۸۶	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
τ	کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	نرمال	۰/۰۹۴۵ (۰/۰۱)	۰/۱۰۷۳	شاه حسینی و بهرامی[1] (۱۳۹۱)
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۴۲۷۸ (۰/۰۲)	۰/۴۱۳۲	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ω	درصد فروش مستقیم درآمدهای نفتی به بانک مرکزی	بتا	۰/۴۶۰۸ (۰/۰۰۲)	۰/۴۶۰۹	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ψ_1	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۰/۹۸۹۸ (۰/۰۴۹۸)	-۱/۰۳۷۳	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ψ_2	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۲/۹۶۷ (۰/۱۳۵۹)	-۲/۷۵۹۹	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ψ_3	ضریب اهمیت نرخ ارز در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۶۸۴۲ (۰/۰۵۱)	۰/۷۳۹۳	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
ξ	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰/۵ (۰/۰۲)	۰/۵۶۹۸	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_{π^*}	ضریب فرآیند خودرگرسیون	بتا	۰/۹	۰/۹۹۸۴	مهرگان و

[1] Shahhossini & Bahrami (2012)

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	میانگین پسین	منبع
	تکانه تورم هدف		(۰/۰۳۵)		دلیری[1] (۱۳۹۲)
ρ_A	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تکنولوژی	بتا	۰/۷۶۴ (۰/۵۵)	۰/۹۹۹۷	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
ρ_{mb}	ضریب فرآیند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل	بتا	۰/۳۰۵۱ (۰/۰۴۳۶)	۰/۳۴۲۵	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)
ρ_{GI}	ضریب فرآیند خودرگرسیون سرمایه‌گذاری دولتی	بتا	۰/۸۴۷ (۰/۰۱)	۰/۸۲۲۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_A	خطای استاندارد تکانه تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۰۶۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_O	خطای استاندارد تکانه درآمدهای نفتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۶۸۰۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_{GI}	خطای استاندارد تکانه سرمایه-گذاری دولتی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۷۴۰۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_e	خطای استاندارد تکانه نرخ ارز	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۵۴۷۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_{mb}	خطای استاندارد تکانه سیاست پولی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۰۸۸	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_{π^*}	خطای استاندارد تکانه تورم هدف	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۴۳۳	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)

[1] Mehregan & Daliri



نمودار(۵): توزیع پسین و پیشین

توضیحات: توزیع پیشین (رنگ مشکی) و توزیع پسین (رنگ خاکستری)

منبع: یافته‌های تحقیق