

فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال پنجم، شماره‌ی ۱۹، پاییز ۱۳۹۵

صفحات: ۸۲-۵۹

اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا

محمدحسن فطرس^۱

* رضا معبدی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۰۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۵

چکیده

پژوهش حاضر با استفاده از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا، تأثیر تکانه‌های پایه پولی و مخارج دولت را بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران بررسی می‌کند. برای طراحی الگو و تعریف معادلات از رویکرد کینزی جدید و برای محاسبه‌ی پارامترها و نسبت‌های الگو، داده‌های دوره مسماتی ۱۳۹۱-۱۳۴۰ استفاده شده‌اند. بررسی رفتار ضریب جینی و رشد اقتصادی نشان داد طی دوره مطالعه شده ضریب جینی رفتار ضد ادواری با رشد اقتصادی داشته‌است. نتایج توابع واکنش ضریبه‌ای متغیرها حاکی اند تکانه پایه پولی و تکانه مخارج دولت از طریق افزایش تولید کل، رشد اقتصادی را افزایش داده‌اند. تکانه مثبت پایه پولی و مخارج دولت نابرابری درآمدی را افزایش داده‌اند. از سوی دیگر، تکانه بهره‌وری از طریق تأثیر بر تولید غیرنفتی رشد اقتصادی را افزایش داده‌است. تکانه درآمد نفتی از طریق تولید ناخالص داخلی رشد اقتصادی را افزایش داده‌است. همچنین، تکانه‌های بهره‌وری و درآمد نفت توزیع درآمد خانوارها را بدتر کرده‌اند. در نتیجه نابرابری درآمدی خانوارهای کشور افزایش یافته‌است.

کلید واژه‌ها: تکانه پایه پولی، تکانه مخارج دولت، رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی، تعادل عمومی تصادفی پویا.

طبقه‌بندی JEL: E52, E62, E42

Email: fotros@basu.ac.ir

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه بوعلي سينا

Email: 1979maaboudi@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت‌الله بروجردی(ره) (نویسنده مسئول)

۱. مقدمه

دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب همراه با توزیع عادلانه درآمد مهمترین اهداف اقتصادی هر کشوری را تشکیل می‌دهند؛ زیرا رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی بهترین، تصویری از تغییرات تولید کل و نوسانات اقتصاد کلان را منعکس می‌کنند. عوامل متعددی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی اثرگذار هستند. این عوامل از دو جنبه "خصوصیات فردی نیروی کار" و "ویژگی‌های متغیرهای کلان اقتصادی" قابل بررسی‌اند. سطح برخورداری از سرمایه انسانی، نوع جنسیت، سن و مانند آن‌ها مثال‌های بارزی از خصوصیات فردی خانوارها هستند. همچنین سطح اشتغال، موجودی سرمایه، نقدینگی، میزان مخارج عمرانی دولت و غیره ویژگی‌های کلان اقتصادی را منعکس می‌کنند. در این بین، تکانه‌های پولی و مالی از طریق اثرگذاری بر متغیرهای اقتصاد کلان، رشد و توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهند. تکانه‌های پولی و مالی بهبود نوسان در تولید اقتصادی منجر می‌شوند. نوسانات ایجاد شده تولید را از مسیر باثبات خود منحرف می‌کنند. در این حالت، تغییرات ایجاد شده در تولید منجر به تغییر درآمد افراد کشور شده و توزیع درآمد اقتصاد را با نوسان و تغییر مواجه می‌سازد؛ بنابراین، تکانه‌های پولی و مالی به صورت مستقیم از طریق تولید، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین به صورت غیر مستقیم از طریق تغییر سهم درآمد افراد از تولید کل اقتصاد، نابرابری درآمدی را تغییر می‌دهند. درنتیجه به کارگیری سیاست‌های نامناسب پولی و مالی و تکانه‌های آن‌ها می‌توانند نابرابری درآمد افراد را افزایش داده و به کاهش رشد اقتصادی منجر شوند.

در اقتصاد ایران، مخارج دولت و پایه پولی دو جزء مهم سیاست‌های مالی و پولی را تشکیل می‌دهند. مخارج دولت به صورت مستقیم و پایه پولی از طریق تغییر در متغیرهای پولی با اثرگذاری بر اجزای مخارج کل مانند تأثیر بر مصرف و سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. به همین علت، مطالعه و بررسی تأثیر تکانه‌های پایه پولی و مخارج دولت بر متغیرهای اقتصاد کلان، به ویژه رشد اقتصادی و توزیع درآمد کشور مهم و قابل توجه می‌باشد. براین اساس، پژوهش حاضر با بهره‌گیری از رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا^۱ و با استفاده از دیدگاه کینزی جدید، تأثیر تکانه‌های پایه پولی و مخارج دولت را بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد کشور بررسی می‌کند. با توجه به نقش درآمد نفت و فناوری در اقتصاد کشور و اثرگذاری آن‌ها بر تولید اقتصادی، تأثیر تکانه‌های نفتی و فناوری نیز بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد خانوارها تبیین می‌شوند. سازماندهی پژوهش به این شکل است که در ادامه، روش‌شناسی پژوهش معرفی می‌شود. در این بخش، پس از معرفی چارچوب نظری الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا و پیشینه پژوهش، الگوی مورد استفاده تبیین می‌شود. بخش سوم به تحلیل نتایج می‌پردازد. در این بخش تأثیر تکانه‌ها بر رشد

اقتصادی و توزیع درآمد خانوارها بررسی می‌شوند. بخش چهارم بخش پایانی پژوهش است که به نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادات اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا شاخه‌ای از الگوهای تعادل عمومی است که همراه با ویژگی پویایی متغیرها در طی زمان آثار تصادفی تکانه‌های بروزنزا بر متغیرهای درون‌زا بررسی می‌کند. در این رویکرد که روابط بین متغیرها بر پایه‌ی اقتصاد خرد قرار دارند، انتظارات به صورت عقلایی شکل گرفته و تصمیم‌های بهینه کارگزاران در چارچوب تعادل عمومی تبیین می‌شوند. منشا اولیه الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا الگوهای ادوار تجاری حقیقی^۱ هستند. الگوهای ادوار تجاری حقیقی با مطالعه‌ی کیدلند و پرسکات^۲ (۱۹۸۲) و لانگ و پلاس^۳ (۱۹۸۳) شروع و شکل گرفتند. چارچوب اصلی الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا توسط روتمنبرگ و ووفورد^۴ (۱۹۹۷)، کلاریدا و همکاران^۵ (۲۰۰۰)، اسمترز و ووترز^۶ (۲۰۰۳)، کریستیانو و همکاران^۷ (۲۰۰۵)، ادلفسون و همکاران^۸ (۲۰۰۵)، آلمندا و همکاران^۹ (۲۰۰۸) بسط و توسعه یافت (کارآمن-هدیا^{۱۰}: ۲۰۱۲: ۱۰۶). الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا دارای ماهیت کوتاه‌مدت بوده و به منظور توضیح نوسانات اقتصادی و بررسی آثار تکانه فن‌آوری بر متغیرهای کلان اقتصادی بسط و گسترش یافته‌اند. سپس رویکرد کینزی جدید با بهره‌گیری از انتظارات عقلایی در رفتار کارگزاران اقتصادی، اضافه کردن چسبندگی‌ها و رقابت ناقص به اجزای ادوار تجاری حقیقی و همچنین عدم خنثی‌یابی پول در کوتاه‌مدت بستر دومی برای الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی فرآهم کرد (گالی^{۱۱}: ۵: ۲۰۰۸). در آموزه کینزی‌های جدید، چسبندگی‌ها به دو دسته چسبندگی‌های اسمی و حقیقی تقسیم می‌شوند. چسبندگی قیمت‌ها بر پایه روش کالوو^{۱۲} (۱۹۸۳)، چسبندگی دستمزدها بر پایه‌ی کارتیلور^{۱۳} (۱۹۸۰) و ارسگ و همکاران^{۱۴}

1. Real Business Cycles
2. Kydland and Prescott
3. Long and Plosser
4. Rotemberg and Woodford
5. Clarida and *et al.*
6. Smets and Wouters
7. Christiano and *et al.*
8. Adolfsen and *et al.*
9. Almeida and *et al.*
10. Caraman-Hudea
11. Gali
12. Calvo
13. Taylor
14. Erceg and *et al.*

(۲۰۰۰) و نظریه هزینه فهرست بها بر اساس مطالعه منکیو^۱ (۱۹۸۵) از علل بروز چسبندگی‌های اسمی هستند که در رویکرد کینزی جدید در نظر گرفته شده‌اند. چسبندگی‌های حقیقی به علت انحراف کوتاه‌مدت اقتصاد از اشتغال کامل شکل می‌گیرند (کلارید و همکاران، ۲۰۰۰: ۱۵۷). بعدها، ایسفلد و روگوف^۲ (۱۹۹۵)، انتظارات عقلایی اقتصاد خرد و همچنین، بخش اقتصاد باز را به چارچوب الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا اضافه کردند. در ابتدا این الگوها بیشتر بر بخش پولی اقتصاد تاکید داشتند؛ اما با گسترش الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا و استقبال اقتصاددانان مسایلی مانند تعیین و اندازه‌گیری ضریب تکاثر، اعتبار قضیه برابری ریکاردویی، سطح بهینه بدھی‌ها و سطح بهینه مالیات‌ها در مدل‌سازی‌ها مطرح شدند (اسواربریک^۳، ۲۰۱۲: ۳). مطرح شدن چنین مسایلی تلاش اقتصاددانان را برای در نظر گرفتن سیاست‌های مالی در الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا برانگیخت. از جمله این مطالعات می‌توان به گالی و همکاران^۴ (۲۰۰۴)، کوینن و استرباب^۵ (۲۰۰۵)، لوپز سالیدو و رابانال^۶ (۲۰۰۸)، راتو و همکاران^۷ (۲۰۰۸)، فورنی و همکاران^۸ (۲۰۰۹)، لیپر^۹ (۲۰۰۹) و زوبیری^{۱۰} (۲۰۱۰) اشاره کرد (بهاتارای و ترزسیاکویچ^{۱۱}، ۲۰۱۲، ۲ و ۳). بر این اساس، زمینه مطالعه سیاست‌های مالی در کنار سیاست پولی فراهم شد.

در چارچوب الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا برای انعکاس نابرابری، کارگزاران و خانوارها به صورت ناهمگن^{۱۲} تعریف می‌شوند. به طور کلی برای اندازه‌گیری نابرابری وجود دارد. در رویکرد اول نابرابری به صورت فاصله و تفاوت درآمد گروه‌های مختلف جامعه در نظر گرفته می‌شود. جامعه بر حسب کمترین تا بیشترین سطح درآمد رتبه‌بندی می‌شود؛ مثلاً اگر تنها دو گروه افراد فقیر و ثروتمند در نظر گرفته شوند، فاصله درآمدی بین گروه فقیر و ثروتمند انعکاس دهنده نابرابری درآمدی است. در این حالت تأثیر تکانه‌ها و سیاست‌های مختلف درآمدی بر گروه‌های مختلف بررسی می‌شوند. در رویکرد دوم شاخص نابرابری درآمد به صورت متغیر درون‌زا در مجموعه معادلات الگو تعریف می‌شود. برای این منظور از شاخص‌های متعارف مانند ضریب جینی، شاخص اتکینسون و یا شاخص تایل استفاده می‌شود.

-
1. Mankiew
 2. Obstfeld and Rogoff
 3. Swarbrick
 4. Gali and *et al.*
 5. Coenen and Straub
 6. Lopez-Salido and Rabanal
 7. Ratto and *et al.*
 8. Forni and *et al.*
 9. Leeper
 10. Zubairy
 11. Bhattacharai and Trzeciakiewicz
 12. Heterogeneous

۳. پیشینه پژوهش

کستی^۱ (۲۰۱۰) بر اساس تنظیم یک الگوی تعادل عمومی پویا و اقتصاد باز، تأثیر تغییرات دستمزد را بر اشتغال و رشد اقتصادی بررسی کرد. در چارچوب این الگو نوسانات دستمزد منجر به ایجاد نوسان در توزیع درآمد شده و بر این اساس رابطه‌ای نابرابری درآمد خانوارها و رشد اقتصادی قابل بررسی می‌شود. برای این منظور وی از داده‌های دوره زمانی ۱۹۶۷-۲۰۰۳ مربوط به ۱۶ کشور دارای درآمد بالا از جمله ایالات متحده آمریکا استفاده کرد. نتایج تجربی نشان دادند تنها زمانی که سیاست‌های اقتصادی درآمد متعادل باشند، الگو می‌تواند رابطه‌ی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی را منعکس کند. در غیر این صورت رابطه‌ی معنی‌دار و دست‌یافتنی بین نابرابری و رشد وجود ندارد. او^۲ (۲۰۱۳) در چارچوب الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا با استفاده از فرمول ضریب جینی نابرابری درآمد و نابرابری مصرف را اندازه‌گیری کرد. برای این منظور وی از توابع مطلوبیت ناهمگن و داده‌های دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۴ ایالات متحده استفاده کرد و تأثیر تکانه بهره‌وری را بر متغیرهای کلان بررسی کرد. نتایج نشان دادند تکانه بهره‌وری به افزایش بهره‌وری کل، اشتغال، افزایش دستمزد نیروی کار در بازار کار و تولید کل منجر شده‌است. از سوی دیگر، تکانه بهره‌وری باعث اشتغال افراد دارای بهره‌وری پایین و کسب درآمد شده و در مجموع نابرابری درآمد و نابرابری مصرف کاهش یافته‌اند. همچنین نابرابری درآمدی رفتار ضد ادواری داشته‌است. گورنمن و همکاران^۳ (۲۰۱۳) با استفاده از چارچوب الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا تأثیر تکانه‌های سیاست پولی را بر توزیع درآمد و مصرف خانوارها بررسی کردند. برای این منظور آن‌ها یک الگوی ناهمگن را با در نظر گرفتن سه ویژگی ناقص بودن بازارها، چسبندگی‌های اسمی و چسبندگی‌های بازار کار بکار گرفتند. برای انعکاس نابرابری خانوارها در دو گروه ثروتمند و فقیر معرفی شدند. نتایج نشان دادند بروز تکانه سیاست پولی نابرابری درآمدی و نابرابری مصرفی خانوارها را افزایش می‌دهند. راونا و وینست^۴ (۲۰۱۴) به منظور بررسی ارتباط بین بدھی و نابرابری اقتصادی با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا الگویی را برای اقتصاد کشور آمریکا طراحی کردند. در این پژوهش برای نشان دادن نابرابری درآمدی، کارگزاران به صورت ناهمگن در نظر گرفته شدند. برای این منظور، افراد جامعه در بخش تولید به دو گروه کارگران و کارفرما تفکیک شدند. نتایج نشان دادند تکانه بهره‌وری نابرابری درآمدی خانوارها را افزایش می‌دهد. همچنین بروز تکانه انتقال درآمد از افراد دارای درآمد بالا به افراد دارای درآمد پایین، نابرابری جامعه را کاهش می‌دهد. کومھوف و همکاران^۵ (۲۰۱۵) با استفاده از چارچوب تعادل عمومی

1. Cassetti

2. Oh

3. Gornemann and *et al.*

4. Ravenna and Vincent

5. Kumhuf and *et al.*

تصادفی پویا ارتباط بین افزایش نابرابری، اهرم مالی و بحران مالی را بررسی کردند. در این پژوهش برای انکاس نابرابری، کارگزاران ناهمگن تعریف شده‌اند. گروه اول که ۵ درصد افراد را تشکیل می‌دهند، افرادی هستند که توانایی قرض دادن دارند و گروه دوم که ۹۵ درصد بقیه جامعه را در بر می‌گیرند، کسانی هستند که از گروه اول وام دریافت می‌کنند. آنها نشان دادند تکانه بروز زای نابرابری درآمدی به افزایش فاصله درآمدی دو گروه منجر شده و میزان بدھی گروه وام گیرنده را افزایش می‌دهد. در نتیجه تمایل گروه وام گیرنده به عدم پرداخت بدھی خود و احتمال بروز بحران مالی در این گروه و در جامعه افزایش می‌یابد. گرانینگ و همکاران^۱ (۲۰۱۵) با بهره‌گیری از رویکرد الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا تأثیر نابرابری درآمدی را بر مازاد حساب جاری اقتصاد آلمان بررسی کردند. در این پژوهش برای انکاس شاخص نابرابری درآمدی از سهم درآمد خانوار به درآمد ملی استفاده شده‌است. نتایج نشان دادند با کاهش نابرابری درآمدی مازاد حساب جاری کشور آلمان افزایش می‌یابد. بهمین دلیل گرانینگ و همکاران بیان می‌کنند با افزایش درآمد خانوارها حساب جاری دچار کسری می‌شود. خرا^۲ (۲۰۱۶) با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا تأثیرسیاست‌های بخش غیر رسمی اقتصاد بر نابرابری جنسیتی را در بازار نیروی کار و بر تولید کل کشور در دو بخش رسمی و غیر رسمی کشور هند بررسی کرد. نتایج نشان دادند چسیندگی بازار نیروی کار باعث شده سیاست‌های جنسیتی کشور هند نتوانسته‌اند به افزایش و شکل‌گیری اشتغال بازار نیروی کار بخش رسمی منجر شوند. در عوض، باعث افزایش مشارکت زنان در بخش غیر رسمی و افزایش تولید کل شده‌اند. در نهایت این سیاست‌ها باعث شده‌اند علی‌رغم افزایش سهم مشارکت زنان در بخش غیر رسمی، دستمزد پرداختی به زنان در بخش غیررسمی کاهش یافته‌است؛ بنابراین، بیکاری زنان و مردان در بخش رسمی اقتصاد افزایش یافته‌است. همچنین، سیاست‌های تعديل و نظارت بر بازار کار می‌توانند به افزایش اشتغال بخش رسمی منجر شوند. در این حالت محدودیت‌های موجود برای کار زنان باعث افزایش بیشتر دستمزد مردان نسبت به زنان می‌شود.

۴. الگوی تحقیق و روش برآورد

الگوی پژوهش در قالب یک الگوی کینزی جدید قرار دارد که بر پایه کار کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) و اسمتز و ووترز (۲۰۰۳) است. به منظور انکاس نابرابری و نشان دادن تفاوت درآمدی بین گروه‌های فقیر و ثروتمند جامعه، مصرف‌کنندگان و بلطبع تابع مطلوبیت آن‌ها به صورت ناهمگن در نظر گرفته شده‌اند. خانوارهای ثروتمند به بازارهای تامین مالی و سرمایه‌گذاری دسترسی دارند. در حالی که خانوارهای فقیر تنها برای تامین مخارج مصرفی خود به درآمد حاصل از کار وابسته‌اند. در

1. Gruning and et al.

2. Khera

اقتصاد i خانوار وجود دارند که $i \in [O, 1]$. خانوارهای فقیر (با نماد P) و خانوارهای ثروتمند (با نماد R) به ترتیب در فاصله $[O, \Theta]$ و $[\Theta, 1]$ تعریف شده‌اند.

$$U_t^i = \{E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(c_t^i - bc_{t-1}) - \chi(\frac{l_t^i}{1+\eta_l})^{1+\eta_l} + \frac{\kappa_m}{1-b_m} (m_t^i)^{1-b_m}]\} \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق، c_t ، l_t و m_t به ترتیب سطح مصرف، میزان کار و پایه پولی را نشان می‌دهند.

صرف خانوار i از مصرف سبدهای مختلف کالاهای c_t^i و مصرف کل

اقتصاد $c_t = \int_0^1 c_t^i di$ می‌باشد. β عامل تنزیل، η کشش قیمتی تقاضا برای کالاهای مصرفی،

η_l کشش عرضه کار فیشر، b درجه پایداری عادات و b_m کشش تقاضای پول است. عرضه نیروی

کار خانوارها نیز $l_t^i = \int_0^1 (l_t^i(j))^{\zeta_w^{-1}} dj$ است که ζ_w کشش جانشینی بین دوره‌ای نیروی

کار را نشان می‌دهد. کالاهای q در بازار رقابت انحصاری بر اساستابع $y_t = Z_t K_t^a L_t^{1-a}$

می‌شوند. در ابتدای t دوره t بنگاهها نیروی کار، سرمایه و بازدهی سرمایه را نشان می‌دهند.

تقاضای بنگاه برای نیروی کار نوعی ز تابعی از دستمزد نسبی نیروی کار است؛ یعنی:

$$l_t^j = (\frac{W_t^j}{W_t})^{-\zeta_w} l_t^d \quad (2)$$

در رابطه فوق، W_t شاخص دستمزد است و از رابطه $W_t = \int_0^1 (W_t^j)^{1-\zeta_w} dj$ تعیین

می‌شود. در ابتدای هر دوره t بنگاهها نیروی کار را استخدام کرده و هزینه $W_t l_t$ را پرداخت می‌کنند.

تابع هزینه کل بنگاهها در حالت اسمی به صورت زیر است:

$$TC_t = [R_t W_t l_t + (1 + R_t^k) k_t] \quad (3)$$

هزینه نهایی بنگاه برابر است با:

$$mc_t = [(\frac{r_t^k}{\alpha})(\frac{w_t R_t}{(1-\alpha)})]^{1-\alpha} \quad (4)$$

برای چسبندگی قیمت‌ها از روش کالوو (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. در هر دوره نسبت ρ از بنگاهها

نمی‌توانند قیمت‌های خود را تعدیل کنند. قیمت‌ها بر اساس رابطه‌ی زیر شکل می‌گیرند:

$$p_t = (1 + \pi_{t-1})^{\gamma_p} p_{t-1} \quad (5)$$

که در آن $(1 + \pi_{t-1})^{\gamma_p}$ است و درجه ایندکسیشن $\gamma_p \in (0, 1)$ می‌باشد. نسبت $\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}}$ از

بنگاه‌ها قیمت خود را بر حسب p_t تغییر می‌کنند که ارزش فعلی مجموع منافع آتی انتظاری بنگاه‌ها را نسبت به محدودیت تقاضای خود حداقل می‌سازد؛ یعنی:

$$\begin{aligned} & \max \left\{ E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \lambda_{t+s} \left(\tilde{p}_t \pi_{t,t+s-1}^{\gamma_p} - p_{t+s} m c_{t+s} \right) y_{t+s} \right\} \\ \text{s.t.} \quad & y_{t+s} = y_{t+s}^d \left(\pi_{t,t+s-1}^{\gamma_p} \frac{p_t}{P_{t+s}} \right)^{-\eta} \end{aligned} \quad (6)$$

شرایط مرتبه اول برای استخراج قیمت بهینه عبارت است از:

$$\begin{aligned} & E_t \sum_{\substack{s=0 \\ \sim -\eta-1}}^{\infty} (\beta \lambda_p)^s \lambda_{t+s} q_{t+s}^d [(1-\eta)(\pi_{t,t+s-1}^{\gamma_p})^{1-\eta} p_t^{-\eta} (p_{t+s})^\eta + \\ & n p_t^{-\eta} p_{t+s}^{\eta+1} m c_{t+s} (\pi_{t,t+s-1}^{\gamma_p})^{-\eta}] = 0 \end{aligned} \quad (7)$$

خانوارهای ثروتمند تابع مطلوبیت (1) را با توجه به محدودیت زیر حداقل می‌کنند:

$$\begin{aligned} M_{t+1} + P_t(i_t + c_t) &= R_t[M_t - P_t m_t] + A_{j,t} + P_t m_t + P_t[r_t^k u_t - \alpha(u_t)] k_t \\ &+ P_t d_t + l_t^d \int_0^1 W_t^j \left(\frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\zeta_w} d_j \end{aligned} \quad (8)$$

انباشت سرمایه نیز بر طبق رابطه (11) شکل می‌گیرد:

$$\bar{k}_{t+1} = (1 - \delta) \bar{k}_t + i_t [1 - S(\frac{i_t}{i_{t-1}})] \quad (9)$$

$$\bar{k}_t u_t = k_t \quad (10)$$

S هزینه تعديل سرمایه‌گذاری و δ میزان استهلاک می‌باشند. معادله اولر خانوارهای ثروتمند برابر است با:

$$\lambda_t^R = \beta E_t \lambda_{t+1}^R \frac{R_{t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (11)$$

$$\lambda_t^R = \frac{1}{c_t^R - bc_{t-1}} \quad (12)$$

که رابطه (۱۳) مطلوبیت نهایی مصرف را اندازه‌گیری می‌کند. تقاضای پول خانوارهای ثروتمند عبارت است از:

$$\kappa_m(m_t)^{-bm} = (R_t - 1)\lambda_t^R \quad (13)$$

شرایط مرتبه اول برای سطح بهینه موجودی سرمایه با توجه به میزان استهلاک و هزینه تعديل سرمایه عبارتند از:

$$P_{k',t} = \beta E_t \left\{ \lambda_{t+1}^R \frac{r_{t+1}^k u_{t+1} - \alpha(u_{t+1}) + (1-\delta)P_{k',t+1}}{\lambda_t^R} \right\} \quad (14)$$

$$\lambda_t^R = E_t \left\{ \lambda_t^R P_{k',t+1} \left[1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \frac{i_t}{i_{t-1}} \right] + \beta \lambda_{t+1}^R P_{k',t+1} S'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)^2 \right\} \quad (15)$$

$$r_t^k = \alpha'(u_t)$$

تابع هزینه تعديل سرمایه‌گذاری و تابع مطلوب سرمایه عبارتند از:

$$S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) = \frac{k}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 \quad (16)$$

$$\alpha(u_t) = \gamma_1(u_t - 1) + \frac{\gamma_2}{2}(u_t - 1)^2 \quad (17)$$

و γ_2 هزینه تعديل ظرفیت سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند.

تسویه بازار پول

$$W_t L_t = M_t - \frac{M_t}{p_t} \quad (18)$$

در هر دوره خانوارهای فقیر با توجه به درآمد حاصل از کار خود مخارج مصرفی را در پایان همان دوره تسویه می‌کنند.

$$c_t^P = w_t l_t^P \quad (19)$$

در بازار نیروی کار هر صنفی مثل ز دستمزد پرداختی در بازار را به صورت انحصاری با توجه به رابطه (۲) تنظیم می‌کند. هر خانوار i نیز با توجه به سطح دستمزدها کار خود را عرضه می‌کند و تعداد

کل ساعات کارافراد مختلف که به صورت عرضه نیروی کار تجمیع می‌شوند برای تسویه بازار کار باید محدودیت زیر برآورده شود:

$$l_t^i = \int_0^1 l_t^j d_j = \int_0^1 \left(\frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\gamma_w} l_t^d d_j \quad (20)$$

$$l_t^d W_t = \int_0^1 W_t^j \left(\frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\gamma_w} l_t^d d_j \quad (21)$$

برای چسبندگی دستمزدها نیز از رابطه $W_t^j = W_{t-1}^j (1 + \pi_{t-1})^{\gamma_w}$ استفاده می‌شود که طبق آن بخشی از اقتصاد نمی‌تواند دستمزد خود را تعديل کند؛ بنابراین دستمزد بر اساس تورم دوره قبل تعديل می‌شود. γ_w شاخص ایندکس دستمزد است (برای حل الگو برابر با یک گرفته می‌شود)؛ یعنی میزان $(1 - \gamma_w)$ از اقتصاد قادر است دستمزد خود W_t را بر اساس متوسط وزنی توابع مطلوبیت گروه فقیر و ثروتمند جامعه – رابطه (۲۲) – حداکثر کند.

$$L^u = E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s \{ [(1 - \theta_w) U^{poor}(c_{t+s}^{poor}) + \theta_w U^{rich}(c_{t+s}^{rich})] - U(l_{t+s}) \} \quad (22)$$

محدودیت‌های در نظر گرفته شده روابط (۲۰)، (۱۹) و (۸) هستند. سطح دستمزد حقیقی برابر است با:

$$w_{t+s} = \tilde{w}_t \prod_{k=1}^s \frac{\pi_{t+k-1}^{\gamma_w}}{\pi_{t+k}} \quad (23)$$

برای استخراج دستمزد بهینه توسط گروه i شرط مرتبه اول به دست آمده برابر صفر قرار داده می‌شود.

$$\begin{aligned} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \lambda_w)^s & \{ [(1 - \theta_w) \lambda_{t+s}^R + \theta_w \lambda_{t+s}^P] l_{t+s}^d (w_{t+s})^{\alpha_w} \left(\prod_{k=1}^s \frac{\pi_{t+k-1}^{\gamma_w}}{\pi_{t+k}} \right)^{-\alpha_w} \\ & [\tilde{w}_t \left(\prod_{k=1}^s \frac{\pi_{t+k-1}^{\gamma_w}}{\pi_{t+k}} \right) - \mu^w \frac{\chi_{t+s}^n}{[(1 - \theta_w) \lambda_{t+s}^R + \theta_w \lambda_{t+s}^P]}] = 0 \end{aligned} \quad (24)$$

$$\text{که در آن } \mu^w = \frac{\alpha_w}{\alpha_w - 1} \text{ و } \lambda_t^R = \frac{1}{c_t^R - b_c c_{t-1}}$$

تجمیع الگو

$$c_t = \theta_w c_t^P + (1 - \theta_w) c_t^R \quad (25)$$

$$i_t = (1 - \theta_w) \sum_{j=1}^J i_t^R(j) d_j \quad (26)$$

$$k_t = (1 - \theta_w) \sum_{j=1}^J k_t^R(j) d_j \quad (27)$$

$$l_t = \sum_{i=1}^I l_t^i d_i \quad (28)$$

سیاست پولی

با توجه به ویژگی‌های اقتصاد ایران، قاعده رشد پایه پولی، جهت عکس العمل بانک مرکزی به سطح تولید و تورم به عنوان سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود (توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۲).

$$m_t^o = \rho_m m_{t-1}^o + v_\pi (\Pi_t - \Pi_t^{\text{target}}) + v_y (Y_t - Y_t^{\text{target}}) + \varepsilon_t^m \quad (29)$$

Π_t^{target} و Y_t^{target} سطوح تورم و تولید هدف هستند. انتظار نظری این است v_π و v_y هر دو منفی باشند.

سیاست مالی

فرض می‌شود مخارج دولت از محل فروش نفت، خلق پول و مالیات‌ها تامین می‌شود.

$$(G_t - T_t) = r_t^{\text{oil}} + \frac{(m_t - m_{t-1})}{\pi_t} \quad (30)$$

برای وارد کردن تکانه‌های مخارج دولت در الگو، فرض می‌شود مخارج حقیقی دولت از یک فرآیند خود رگرسیون برداری مرتبه اول به شکل معادله (۳۱) تبعیت می‌کند.

$$G_t = \rho^g G_{t-1} + (1 - \rho^g) \bar{G} + \varepsilon_t^g \quad (31)$$

در رابطه فوق، \bar{G} مقدار با ثبات مخارج دولت و ε_t^g تکانه‌های مخارج دولت می‌باشد. با توجه به سهم بالا و عدمه درآمد نفتی در تولید ناخالص داخلی و واپسگی دولت و انکای بالای اقتصاد به درآمدهای نفتی، بخش نفت نیز وارد معادلات می‌شود.

$$roil_t = \rho^{\text{oil}} roil_{t-1} + (1 - \rho^{\text{oil}}) \bar{roil} + \varepsilon_t^{\text{oil}} \quad (32)$$

در معادله فوق، \bar{r}_{oil} مقدار با ثبات درآمد نفت، ρ^{oil} ضریب درآمد نفت در دوره قبل و ε_t^{oil} تکانه‌های درآمد نفت را نشان می‌دهند. تکانه فن‌آوری نیز براساس فرآیند خودرگرسیون برداری مرتبه اول تبیین می‌شود.

$$Z_t = (1 - \rho^Z) \bar{Z} + \rho^Z Z_{t-1} + \varepsilon_t^Z \quad (33)$$

شرط تسویه بازار

برای تعادل در بازار، باید کل تولید غیر نفتی و درآمد حاصل از فروش نفت، برابر کل تقاضای اقتصاد باشد.

$$y_t + r_t^{oil} = c_t + i_t + g_t \quad (34)$$

از سوی دیگر، به منظور تفکیک تأثیر تکانه‌ها بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد سه معادله به روابط فوق اضافه می‌شوند.

$$GDP_t = y_t + r_t^{oil} \quad (35)$$

برای محاسبه تولید ناخالص داخلی تولید نفتی با تولید غیر نفتی اقتصاد جمع شده‌اند. براین اساس، رشد اقتصادی برابر است با:

$$gr_t = (GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_{t-1} \quad (36)$$

اندازه‌گیری نابرابری درآمدی

برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی مطابق رابطه (۳۷) از فرمول ضریب جینی استفاده می‌شود.

$$Ineq_t = \frac{1}{n} [n + 1 - 2 \left(\frac{\sum_{i=1}^n (n+1-i)y_{i,t}}{\sum_{i=1}^n y_{i,t}} \right)] \quad (37)$$

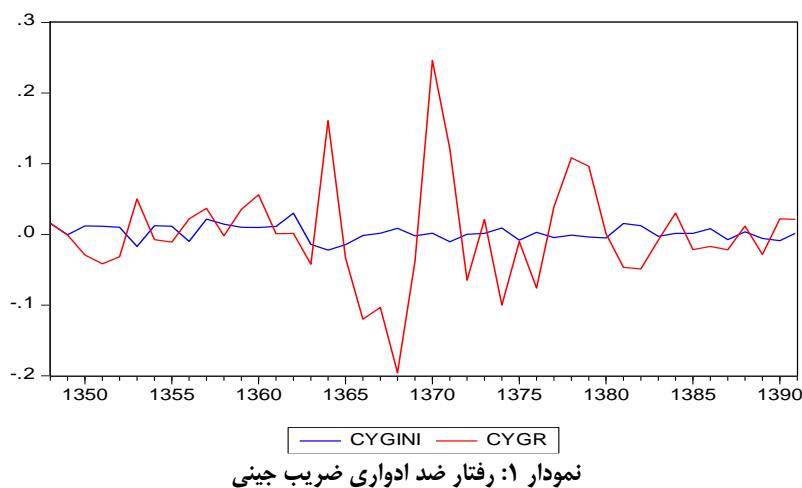
در رابطه فوق، n تعداد خانوارها، i معرف خانوار نوعی و $y_{i,t}$ درآمد خانوار آم است. برای حل دستگاه معادلات و تجزیه و تحلیل تأثیر تکانه‌ها بر متغیرها، نخست معادلات به روش اهلیگ^۱ (۲۰۰۱) لگاریتم خطی شده‌اند. سپس، پارامترها و نسبت‌های مورد نیاز محاسبه و برآورد شده‌اند. برای این منظور از اطلاعات مربوط به متغیرهای تولید ناخالص ملی، مخارج مصرفی بخش خصوصی،

1. Uhlig

کسری بودجه و شاخص قیمتی مصرف کننده استفاده شده است. دوره زمانی داده‌ها ۱۳۶۰-۱۳۹۱ است که بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ از اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی اخذ شده‌اند.

۵. داده‌ها و تجزیه و تحلیل الگو

مطالعه توزیع درآمد خانوارها حاکی است نابرابری درآمد خانوارها از نوسانات نسبی برخوردار بوده است. رفتار ادواری نابرابری درآمد نشان از حرکت ضد ادواری نابرابری درآمد با رشد اقتصادی دارد. نمودار (۱) حرکت ضد ادواری توزیع درآمد خانوارها را با رشد اقتصادی کشور نشان می‌دهد. محور عمودی مقادیر نوسانات ادواری متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند.



محور افقی نیز در برگیرنده دوره زمانی مطالعه است. نمودار قرمز رفتار ادواری رشد اقتصادی و نمودار آبی رفتار ضد ادواری ضریب جینی را نشان می‌دهند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود در طی دوره مورد مطالعه، نابرابری درآمدی برخلاف رشد اقتصادی حرکت کرده است. بررسی ضریب همبستگی متقابل^۱ رشد اقتصادی و ضریب جینی، حرکت خلاف جهت هر دو متغیر را نشان می‌دهد. جدول (۱) ضریب همبستگی متقابل دو متغیر را تا پنج وقفه نشان می‌دهد.

1. Cross Correlation Coefficient

جدول ۱: ضریب همبستگی متقابل رشد اقتصادی و ضریب جینی

وقفه پنجم	وقفه چهارم	وقفه سوم	وقفه دوم	وقفه اول
-۰/۴۵۸	-۰/۳۲۹	-۰/۲۲	-۰/۱۹۴۹	-۰/۱۷۱

منبع: محاسبات پژوهش

بنابراین مشاهده می‌شود ضریب جینی با رشد اقتصادی رفتار ضد ادواری دارد.

۱-۵. شبیه‌سازی الگو

برای برآورد پارامترها و نسبت‌های مورد نیاز الگو، ابتدا با استفاده از نرم‌افزار ایویوز، نسخه ۹ و فیلتر هدیریک-پرسکات^۱ داده‌ها روندزدایی شده و سپس براساس محاسبات نسبت‌ها، مقادیر عددی پارامترهای الگو وارد نرم‌افزار متلب شده‌اند. برای برنامه‌نویسی و نوشتن دستورات مورد نیاز از نرم‌افزار داینر (نسخه ۴,۴,۲) استفاده شده‌است. به منظور شبیه‌سازی الگو و مقایسه آن با دنیای واقعی، گشتاورهای متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای متغیرها در دنیای واقعی مقایسه شده و سپس با استفاده از توابع واکنش آنی تأثیر تکانه‌های تصادفی بر متغیرهای رشد اقتصادی و توزیع درآمد محاسبه، طول دوره زمانی و همگرایی متغیرها به مسیر با ثبات اقتصاد تبیین شده‌اند. جدول (۲) نسبت باثبات متغیرهای مورد نیاز را نشان می‌دهد.

جدول ۲: نسبت با ثبات متغیرهای الگو

مقدار	عنوان	متغیر
۰/۴۳	نسبت وضعیت با ثبات درآمدهای نفتی به مخارج دولت	(oil/g)
۰/۳۴	نسبت وضعیت با ثبات تعییر در پایه پولی به مخارج دولت	(m/g)
۰/۲۳	نسبت وضعیت با ثبات درآمدهای مالیاتی به مخارج دولت	(t/g)
۰/۲۵	نسبت وضعیت با ثبات مخارج دولت به تولید غیرنفتی	(g/y)
۰/۲	نسبت وضعیت با ثبات درآمد نفتی به تولید غیرنفتی	(oil/y)
۰/۲۶	نسبت وضعیت با ثبات سرمایه‌گذاری به تولید غیرنفتی	(i/y)
۰/۶۹	نسبت وضعیت با ثبات مصرف به تولید غیرنفتی	(c/y)

منبع: محاسبات پژوهش

مقادیر پارامترها با روش پارامتردهی - کالیبره کردن - در نرم‌افزار جایگذاری شده‌اند. جدول (۳) مقادیر پارامترهای الگو را گزارش می‌دهد.

1. Hodrick and Prescott

جدول ۳: نتایج حاصل از مقداردهی ضرایب الگو

عنوان	مقدار	مأخذ
درجه پایداری عادات	۰/۷۲	محاسبات پژوهش
عکس کشش جانشینی بین دوره ای مصرف	۱/۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
نرخ ترجیح زمانی مصرف کننده	۰/۹۶۵	معبدی (۱۳۹۳)
ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل سیاست پولی	-۰/۹۸	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل سیاست پولی	-۲/۹۶	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
میزان استهلاک	۰/۰۴۲	متولی و همکاران (۱۳۸۹)
پارامتر چسبندگی قیمت‌ها (روش کالوو)	.۰/۹۴	متولی و همکاران (۱۳۸۹)
سهم سرمایه در تولید	۰/۴۲۳	محاسبات پژوهش
عکس کشش عرضه نیروی کار	۲/۲	معبدی (۱۳۹۳)
عکس کشش تقاضای پول	۱/۵	معبدی (۱۳۹۳)
سهم درآمد دولت از درآمد نفت	۰/۷۸	محاسبات پژوهش
چسبندگی دستمزد	۰/۲	متفاوت ^۱
هزینه تعديل سرمایه‌گذاری	۳	متفاوت ^۲
هزینه تعديل ظرفیت سرمایه‌گذاری	۰/۰۲	متفاوت ^۳
درجه شاخص‌بندی دستمزد	۰/۶۱	متفاوت ^۴
درجه شاخص‌بندی قیمت	۰/۵۵۷	متفاوت ^۵
ضریب خودرگرسیون برداری تکانه فن‌آوری	۰/۷۳	محاسبات پژوهش
ضریب خودرگرسیون برداری تکانه درآمد نفتی	۰/۶۴	محاسبات پژوهش
ضریب خودرگرسیون برداری تکانه مخارج دولت	۰/۷	محاسبات پژوهش
ضریب خودرگرسیون برداری تکانه پایه پولی	۰/۶	محاسبات پژوهش

منبع: محاسبات پژوهش

به منظور ارزیابی الگو، نخست گشتاورهای به دست آمده از متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای داده‌های واقعی مقایسه می‌شوند. جدول (۴) گشتاورهای استخراج شده از الگو و گشتاورهای داده‌ها در دنیای واقعی را به صورت خلاصه نشان می‌دهد. انحراف معیار تولید ناخالص داخلی نمایانگر ادوار تجاری اقتصاد است. برای محاسبه نوسان نسبی متغیر، انحراف معیار آن متغیر به انحراف معیار تولید ناخالص داخلی تقسیم شده است.

۱. برای این پارامتر مقادیر مختلف در نظر گرفته شد. تنها در مقدار فوق مقادیر واقعی متغیرها با مقادیر شبیه‌سازی شده الگو تطبیق و نزدیکی بیشتری داشته‌اند.

۲. در بهترین حالت برای الگو مقدار ۴/۵ در نظر گرفته شد.

۳. در بهترین حالت برای الگو مقدار ۰/۲ در نظر گرفته شد.

۴. در بهترین حالت برای الگو مقدار ۰/۶۱ در نظر گرفته شد.

۵. در بهترین حالت برای الگو مقدار ۰/۵۵۷ در نظر گرفته شد.

جدول ۴: گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

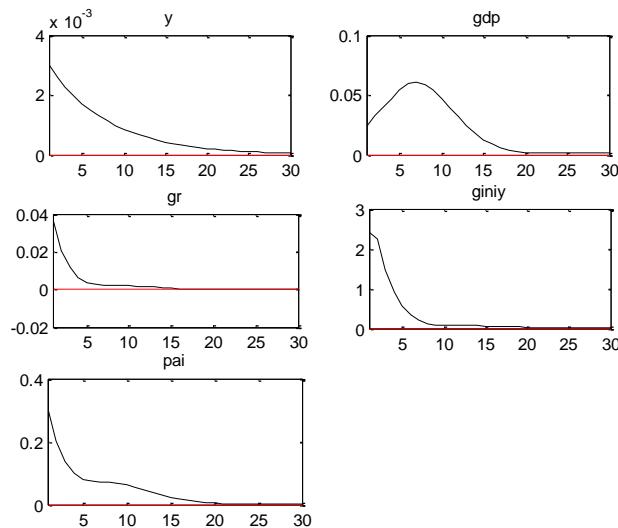
هم حرکتی با تولید ناخالص داخلی		نوسانات نسبی		انحراف معیار		متغیرها
داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	
۱	۱	۱	۱	۰/۴۹۸	۰/۵۸۲	تولید ناخالص داخلی
۰/۲۹	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۱۵۴	۰/۱۱	۰/۰۹	تورم
۰/۶۹	۰/۶۷۱	۰/۲	۰/۱۴	۰/۱	۰/۰۸۵	رشد اقتصادی
۰/۴۹	۰/۴۳	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۵۴۹	۰/۰۶۴۱	ضریب جینی

منبع: محاسبات پژوهش

برای مشخص شدن هم حرکتی متغیرها با تولید ناخالص داخلی، ضریب همبستگی هر متغیر با تولید ناخالص داخلی گزارش شده است. مقایسه‌ی گشتاورهای داده‌های واقعی و گشتاورهای بدست آمده از نرم‌افزار نشان می‌دهند الگوی پژوهش به خوبی توانسته است رفتار ادواری و نوسانات متغیرها را شبیه‌سازی کند.

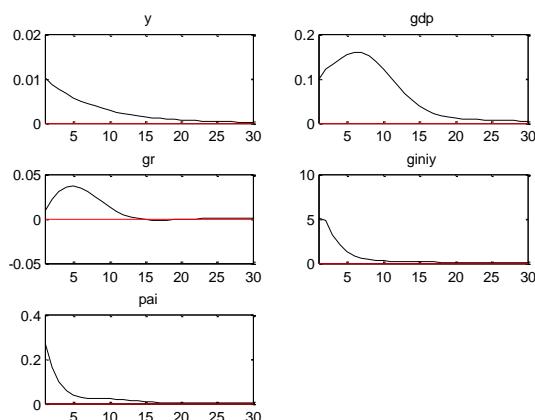
۲-۵. توابع عکس العمل آنی

تابع عکس‌العمل آنی، واکنش پویای متغیر درون‌زای الگو را بعلت وارد شدن یک تکانه بهشتد a درصد نشان می‌دهد. تکانه پایه پولی بهشتد ده درصد، تولید غیرنفتخی و تولید ناخالص داخلی را به میزان ۰/۰۰۱۱ و ۰/۰۲۸۹ افزایش داده است. نمودار (۲) تأثیر تکانه پایه پولی را بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود رشد اقتصادی و توزیع درآمد را به میزان ۰/۰۳ و ۲/۴ درصد افزایش داده است. در مجموع رشد اقتصادی افزایش و توزیع درآمد خانوارها بدتر شده است. از سوی دیگر، طول دوره بازگشت متغیرها به مسیر با ثبات ۳۰ دوره در نظر گرفته شده است. بررسی مسیر همگرایی نشان می‌دهد متغیرها به مسیر تعادلی بلندمدت خود همگرا شده‌اند.



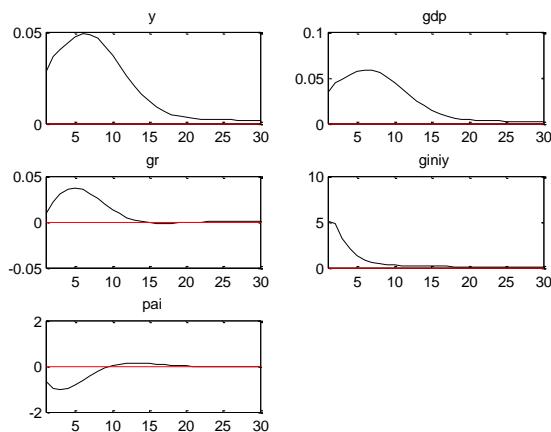
نمودار ۲: تأثیر تکانه پایه پولی بر رشد اقتصادی و نابرابری

تکانه مخارج دولت بهشت ده درصد، تولید غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی را به میزان ۰/۱۱ و ۰/۰۹۹ افزایش داده است. تورم به میزان ۰/۲۶۲ درصد افزایش یافته است. نمودار (۳) تأثیر تکانه مخارج دولت را بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی نشان می‌دهد. در اثر تکانه مخارج دولت، رشد اقتصادی و توزیع درآمد به میزان ۰/۰۲۵ و ۵ درصد افزایش یافته‌اند. در مجموع تکانه مخارج دولت اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته و نابرابری درآمدی را افزایش داده است.



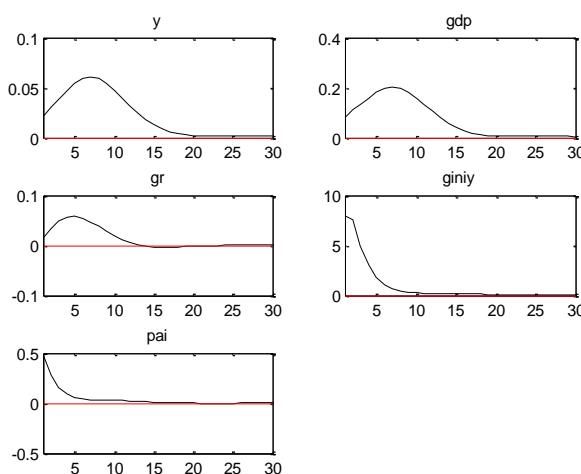
نمودار ۳: تأثیر تکانه مخارج بر رشد اقتصادی و نابرابری

متغیرها به صورت نوسانی به مسیر بلندمدت و باثبات خود همگرا شده‌اند. بررسی همگرایی متغیرها به مسیر باثبات اقتصاد حاکی است. متغیرها به صورت یکنواخت به مسیر باثبات و بلندمدت خود همگرا شده‌اند. طول دوره بازگشت برای متغیرها ۳۰ دوره تعريف شده است. نمودار (۳) واکنش متغیرها را به تکانه‌ی فن‌آوری نشان می‌دهد. تکانه فن‌آوری به شدت ده درصد، تولید غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی را به میزان ۰/۰۲۹ و ۰/۰۳۴۵ درصد افزایش داده است. همچنین، تورم به میزان ۰/۶۶۶ کاهش یافته است. تکانه فن‌آوری به رونق اقتصادی منجر شده است و رشد اقتصادی را به میزان ۰/۰۲۳ درصد افزایش یافته است. از سوی دیگر، تکانه فن‌آوری به بدتر شدن توزیع درآمد خانوارها منجر شده و نابرابری درآمدی را در حدود ۵ درصد افزایش داده است.



نمودار ۴: تأثیر تکانه فن‌آوری بر رشد اقتصادی و نابرابری

بررسی همگرایی متغیرها به مسیر باثبات اقتصاد حاکی است. متغیرها به صورت یکنواخت به مسیر باثبات و بلندمدت خود همگرا شده‌اند. طول دوره بازگشت برای متغیرها ۳۰ دوره تعريف شده است. نمودار (۵) واکنش متغیرها را به تکانه‌ی نفتی نشان می‌دهد. تکانه درآمد نفت به شدت ده درصد، تولید غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی را به میزان ۰/۰۲۱۴ و ۰/۰۰۸ درصد افزایش داده است؛ بنابراین اقتصاد دچار رونق شده به‌طوری که رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۲۵۷ درصد افزایش یافته است. تورم نیز به میزان ۰/۴۶۳۵ درصد افزایش یافته است. از سوی دیگر تکانه نفتی نابرابری درآمدی را به میزان ۰/۰۷۹۷ درصد افزایش داده است. بررسی مسیر همگرایی متغیرها به مسیر باثبات اقتصاد حاکی است. متغیرها به صورت یکنواخت به مسیر باثبات و بلندمدت خود همگرا شده‌اند. طول دوره بازگشت برای متغیرها ۳۰ دوره تعريف شده است.



نمودار ۵: تأثیر تکانه نفتی بر رشد اقتصادی و نابرابری

نتیجه‌گیری

الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا بستر مناسبی برای ارزیابی تکانه‌ها و نوسانات اقتصادی فرآهم می‌کنند. با توجه به اهمیت اثرگذاری تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی، پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا تأثیر تکانه‌های پولی و مالی را بر رشد تولید و توزیع درآمد خانوارهای ایران بررسی کرده است. نتایج پژوهش نشان دادند:

- مطالعه توزیع درآمد خانوارها حاکی است در دوره زمانی ۱۳۹۱ - ۱۳۴۸ میزان نابرابری درآمد خانوارها از روند کاهشی برخوردار بوده است. همچنین بررسی رفتار ادواری نابرابری درآمد خانوارها نشان داد نابرابری درآمدی حرکت ضد ادواری با رشد اقتصادی داشته است. بنابراین نابرابری درآمدی برخلاف حرکت تولید ناخالص داخلی حرکت کرده است.

- بروز تکانه مثبت پایه پولی، متغیرهای پایه پولی و نقدینگی را افزایش داده است. افزایش نقدینگی نیز منجر به افزایش تقاضای کالاها و خدمات و در نتیجه به افزایش مصرف کالاها و خدمات خانوارها منجر شده است. بنابراین، تکانه پایه پولی منحنی تقاضای کل را به سمت راست و بالا منتقال داده است. افزایش تقاضای کل به افزایش تولید ناخالص ملی منجر شده است. در مجموع، تکانه پایه پولی رونق اقتصادی را در پی داشته است. از این‌روی، تولید غیر نفتی و در نهایت رشد اقتصادی کشور افزایش یافته‌اند. از سوی دیگر، خانوارهای فقیر بیشتر از طریق کار کردن امارات معاش می‌کنند. در اثر تکانه پایه پولی، نقدینگی و تورم اقتصادی افزایش و دستمزد حقیقی

کارگران کاهش یافته است؛ بنابراین تکانه پایه پولی وضعیت درآمدی خانوارهای فقیر را بدتر کرده و نابرابری درآمدی را افزایش داده است.

- تکانه مثبت مخارج دولت و تقاضای کل اقتصاد را افزایش داده و در نتیجه تقاضای کل را به سمت راست و بالا انتقال داده است. از این‌روی، در کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی و تورم اقتصادی افزایش یافته‌اند. افزایش مخارج دولت، افزایش مخارج عمرانی و جاری دولت را در پی داشته و فضای کسب و کار را بھبود بخشیده است؛ بنابراین، تکانه مخارج دولت تولید غیر نفتی را هم افزایش داده است. در مجموع؛ تکانه مخارج دولت رشد اقتصادی را افزایش داده است. از سوی دیگر، تکانه مخارج دولت نابرابری درآمدی را افزایش داده است. در اقتصاد ایران دولت محرك اصلی تولید است؛ اما دولت به دلیل وابستگی به درآمد نفت در تخصیص عادلانه منابع اقتصادی فاقد کارآیی لازم است. بنابراین، افزایش مخارج دولت همراه با مدیریت ضعیف منابع اقتصادی افزایش نابرابری درآمدی خانوارها را در پی داشته است.

- تکانه درآمد نفتی به افزایش درآمدهای نفتی و در نتیجه به افزایش مصرف، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مخارج دولت و تولید غیر نفتی منجر شده است؛ بنابراین، تکانه درآمد نفتی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی شده است. همچنین افزایش درآمد نفتی منابع و نیروی کار از بخش‌های مختلف اقتصادی به بخش نفتی انتقال داده است. در نهایت این موضوع باعث شده است درآمد سایر بخش‌های اقتصادی در مقابل بخش نفتی کمتر شود. بنابراین، تکانه نفتی توزیع درآمد خانوارها را بدتر کرده است.

- تکانه فن‌آوری میزان فن‌آوری را افزایش و سرمایه‌گذاری و تولید غیر نفتی را افزایش داده است. از این‌روی، تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی افزایش یافته‌اند. از سوی دیگر، افزایش فن‌آوری باعث شده کارگران با مهارت و تحصیلات کم توانند به خوبی کارگران ماهر خود را با شغل‌های جدید تطبیق دهند. بنابراین، بخشی از کارگران غیر ماهر بیکار شده و درآمد خود را از دست داده‌اند. در نهایت تکانه فن‌آوری توزیع درآمد خانوارها را بدتر کرده است.

پیشنهادات

۱. تاثیر مثبت فن‌آوری بر تولید غیر نفتی و رشد اقتصادی حاکی است در شرایط رکودی و بالا بودن تورم، افزایش فن‌آوری و بهره‌وری تولید می‌توانند اقتصاد را به سمت رونق سوق داده و تورم را کاهش دهند. از این‌روی افزایش فن‌آوری تولید راه مناسبی برای خروج از تورم رکودی کشور است.
۲. با توجه به تاثیر مثبت تکانه نفتی بر تولید غیر نفتی و رشد اقتصادی کشور و امکان تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بهمنظور خروج

اقتصاد از رکود به درآمدهای نفتی اتکا کنند. در واقع برای دسترسی به رشد و توسعه اقتصادی، در کوتاه‌مدت درآمد نفتی اقتصاد ایران پتانسیل لازم برای تجهیز منابع را دارد است.

۳. افزایش هزینه‌های توزیع مجدد از طریق افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌تواند فاصله درآمدی خانوارها و در نتیجه نابرابری درآمدی را کاهش دهد؛ بنابراین، دولت قادر است با برنامه‌ریزی مناسب و تصحیح الگوی توزیع منابع مالی خود نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

منابع

- کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱): سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲(۸): ۸۷-۱۱۷.
- متولی، محمود، شاکری، ایلزار، شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹): طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیو کینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۴(۸): ۱۱۶-۸۷.
- معبدی، رضا (۱۳۹۳): تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۳۸، *رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه بولنی سینا همدان*.
- Adolfson, M.; Laséen, S.; Lindé, J. and Villani, M. (2005); Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through, *Sveriges Riks bank, Working Paper Series*, No.179.
- Almeida, V.; Castro, G. and Féelix, R. (2008); “Improving competition in the non-tradable goods and labour markets: the Portuguese case”, *Banco de Portugal, Economics and Research Department, Working Papers*, W200816.
- Bhattarai, K. and Trzeciakiewicz, D. (2012); Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in UK, a DSGE analysis, www.hull.ac.uk/php/ecsrb/Confer/Dawid_May_2012.pdf
- Calvo, G.A. (1983); “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-398.
- Caraman-Hudea, O.S. (2012); “An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for the Romanian economy, considering nominal and real rigidities”, *Procedia Economics and Finance*, 3: 105-110
- Cassetti, M. (2010), Macroeconomic outcomes of changing bargaining relationships in open economies, the feasibility of a wage-led economy reconsidered, *Discussion Paper*, No. 1004, www.unibs.it/sites/default/files/ricerca/allegati.
- Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. and Evans C. L. (2005); “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy*, 113(1): 1-45.
- Clarida, R.; Galí, J. and Gertler, M. (2000); “Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory”, *Quarterly Journal Economy*, 115(1): 147-180
- Coenen, G. and Straub, R. (2005); “Does government spending crowd in private consumption? theory and empirical evidence for the Euro Area”, *International Finance*, Blackwell Publishing, 8(3): 435-470.
- Erceg, C. J.; Henderson, D. W. and Levin, A. T. (2000); “Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts”, *Journal of Monetary Economics*, 46(2): 281-313.
- Forni, L.; Libero, M. and Sessa, L. (2009); “The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the Euro area”, *Journal of Public Economics*, 93(3-4): 559-585.

- Galí, J.; López-Salido, J.D. and Vallés, J. (2004); "Rule of thumb consumers and the design of interest rate rules, national bureau of economic research, Working Paper, No. 10392, //www.nber.org/papers/w10392.
- Galí, J. (2008); "*Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*", Princeton University Press and copyrighted.
- Gornemann, N.; Kuester, K. and Nakajima, M. (2013); Monetary policy with heterogeneous agents, CIGS conference on macroeconomic theory and policy, Advances in Economic Theory and Measurement.
- Grüning, P.; Theobald, T. and Treeck, T.V. (2015); Income inequality and Germany's current account surplus, Working Paper No. 147, Macroeconomic Policy Institute.
- Hodrick, R.J. and Prescott, E.C. (1997); "*Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*", Journal of Money, Credit, and Banking, 29, 1–16.
- Khera, P. (2016); Macroeconomic impacts of gender inequality and informality in India, International Monetary Fund, Working Paper, Asia and Pacific Department, No. W/16/16.
- Kumhof, M.; Ranciere, R. and Winant, P. (2015); "*Inequality, Leverage, and Crises*", American Economic Review, 105: 1217-1245.
- Kydland, F.E. and Prescott, E.C. (1982), "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica*, 50(6): 1345-1370.
- Leeper, E.M.; Plante, M. and Traum, N. (2010); "*Dynamics of fiscal financing in the United States*", *Journal of Econometrics*, 156(2): 304-321.
- Long, J. and Plosser, C. (1983); "*Real Business Cycles*", *Journal of Political Economy*, 91(1): 39-69.
- Lopez-Salido, J.D. and Rabanal, P. (2006); "Government spending and consumption-hours preferences". Working Paper Series, No. 02.
- Mankiw, G. (1985); "Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, 100: 529-39.
- Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1995); "Exchange rate dynamics redux", *Journal of Political Economy*, 103(3): 624-60.
- Oh, J. (2013); Inequalities and business cycles in dynamic stochastic general equilibrium models, https://economics.osu.edu/files/JonghyeonOH_JMP_0.pdf
- Prescott, E.C. (1986); "Theory ahead of business cycle measurement", Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, 9: 124-146.
- Ravenna, F. and Vincent, N. (2014); Inequality and debt in a model with heterogeneous agents, *Cahier de recherche/Working Paper*, No. 14-08.
- Ratto, M.; Roegerb, W. and Jan in't Veld. (2008); "Quest III: An estimated open-economy DSGE model of the Euro Area with fiscal and monetary policy", ISBN 978-92-79-08260-3 doi 10.2765/86277, © European Communities. http://ec.europa.eu/economy_finance/publications.
- Rotemberg, J. and Woodford, M. (1997); "An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy". NBER chapters, in: NBER Macroeconomics Annual, 12: 297-361.

- Smets, F. and Wouters, R. (2003); “*An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area*”, Journal of the European Economics Association, 1(5): 1123-1175
- Swarbrick, J. (2012); Optimal fiscal policy in a DSGE model with heterogeneous agents, www.eabcn.org/sites/default/files/masters.pdf
- Taylor, J.B. (1980); “*Aggregate dynamics and staggered contracts*”, Journal of Political Economy, 88: 1-22.
- Uhlig, H. (2010); “*Some fiscal calculus*”, American Economic Review, 100(2): 30-34.
- Zubairy, S. (2010); on fiscal multipliers: estimates from a medium scale DSGE model, Bank of Canada, Working Paper.