

آثار بخشی سیاست پولی در چارچوب نظام بانکداری بدون ربا

* سیدمهدي حسيني دولت آبادي

** دکتر کامران ندری

چکیده

بیشتر اقتصاددانان معتقدند که سیاست پولی در کوتاهمدت آثار حقیقی دارد؛ اما در بلندمدت ختنی است. با توجه به مجراهای انتقال سیاست پولی و تفاوت بخش‌های اقتصادی از این حیث، انتظار می‌رود که بخش‌های اقتصادی واکنش‌های نابرابری به یک شوک سیاست پولی نشان دهند. برخلاف سایر مطالعات این حوزه که از نرخ بهره به عنوان متغیر سیاست پولی استفاده شده است، در این مقاله با عنایت به حرمت ربا و قانون عملیات بانکداری بدون ربا از متغیر پایه پولی استفاده شده وجود عدم تقارن در میان واکنش بخش‌های کشاورزی، خدمات و صنعت به یک شوک سیاست پولی انبساطی با استفاده از مدل "SVAR" و براساس داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۸۷ بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که واکنش بخش‌های اقتصادی به شوک سیاست پولی متفاوت است و بخش صنعت بیشترین و سریع‌ترین واکنش را نشان می‌دهد. همچنین سهم شوک سیاست پولی در تغییرات ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به سهم این شوک در تغییرات ارزش افزوده دو بخش دیگر بیشتر است. بنابراین در اقتصاد ایران حساسیت بخش صنعت نسبت به سیاست پولی از دو بخش کشاورزی و خدمات بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، آثار بخشی سیاست پولی، عملیات بانکی بدون ربا، صنعت،

"SVAR" کشاورزی، خدمات و روش

JEL: C11, C32, E52

Email: sm.hosseini@ut.ac.ir

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران

** استادیار اقتصاد دانشگاه امام صادق(ع) و عضو هیئت علمی پژوهشکده پولی و بانکی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۷/۲۰ تاریخ تأیید: ۱۳۹۰/۰۷/۲۰

۱. مقدمه

آثار متقابل پول و متغیرهای حقیقی اقتصاد، یکی از مهم‌ترین سؤالات اقتصاد کلان است. در خصوص اینکه آیا پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مؤثر است یا خیر؟ مطالعات فراوانی صورت گرفته است. مکاتب اقتصادی براساس مفروضات و نوع نگاه به اقتصاد کلان این موضوع را بررسی نموده‌اند و نتایج متفاوتی نیز گرفته‌اند. نزاع بر سر خشی یا عدم خشی بودن پول و سازوکار آن هنوز ادامه دارد؛ اما بیشتر اقتصاددانان معتقدند که پول در بلندمدت خشی و در کوتاه‌مدت بر تولید و اشتغال مؤثر است. مطالعات کمی نیز تأثیرگذاری معنادار پول و سیاست پولی بر تولید و سایر متغیرهای حقیقی اقتصاد را برای مدت دو سال یا بیشتر تأیید می‌کند (رومرو رومر،^۱ ۱۹۸۹) (برنانکی و بلایندر،^۲ ۱۹۹۲) (کریستیانو، ایجنیام و اونس،^۳ ۱۹۹۶).

«میشکین»^۴ نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت دارایی و مجرای اعتباری را چهار مجرای اصلی تأثیرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد معرفی می‌کند (میشکین، ۱۹۹۵). مطالعات نشان می‌دهند که مجرای نرخ بهره در بخش‌هایی که در آن‌ها کالاهای بادوام تولید می‌شود قوی‌تر است. تقاضای این دسته از کالاهای نسبت به سایر کالاهای در مقابل نرخ بهره با کشش‌تر است (ددولا و لیپی،^۵ ۲۰۰۵). در طرف عرضه نیز بخش‌های سرمایه‌بر^۶ براساس مجرای نرخ بهره بیشتر تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند. افزایش نرخ بهره هزینه سرمایه بخش‌های سرمایه‌بر را بیشتر افزایش می‌دهد و این امر انگیزه قوی جهت تغییر مخارج سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند.

براساس مجرای نرخ ارز، سیاست پولی بر بخش‌های صادرات محور تأثیر بیشتری دارد (گروئن و شوئتریم،^۷ ۱۹۹۴). بیشتر درآمد این بخش‌ها از بازارهای خارجی به دست می‌آید؛ از این‌رو نسبت به تغییرات نرخ ارز ناشی از اعمال سیاست پولی واکنش بیشتری نشان خواهند داد. همچنین بخش‌های وابسته به نهاده‌های اولیه وارداتی و صنایع داخلی رقیب کالاهای وارداتی از طریق مجرای نرخ ارز تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند. بخش‌هایی که در مقایسه، اندازه بنگاه‌ها در آنها کوچک‌تر است، وابستگی بیشتری به منابع و تسهیلات بانکی جهت تأمین سرمایه‌های مورد نیاز خود دارند. براساس مجرای

1. Romer & Romer

2. Bernanke & Blinder

3. Christiano, Eichenbaum & Evans

4. Mishkin

5. Dedola & Lippi

6. capital intensity

7. Gruen & Shuetrim

اعتباری، در اثر اعمال یک سیاست پولی انقباضی، دسترسی به منابع بانکی سخت‌تر می‌شود و هزینه تأمین سرمایه بنگاه‌های کوچک افزایش می‌یابد. در مقابل بنگاه‌های بزرگ‌تر که دسترسی بیشتری به سایر بازارها و ابزارهای مالی دارند، کمتر تحت تأثیر پیامدهای ناشی از سیاست پولی قرار خواهد گرفت.

بر این اساس با توجه به تفاوت بخش‌ها از این حیث، انتظار می‌رود اندازه و سرعت واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد به سیاست پولی متفاوت باشد. اعمال یک سیاست پولی می‌تواند آثار نابرابر در بخش‌های مختلف و به‌تیغ آن آثار نامتوازن بر زندگی افراد مرتبط با این بخش‌ها بگذارد. از سوی دیگر با توجه به توزیع ناموزون بخش‌های اقتصادی در سطح کشور، اعمال سیاست پولی می‌تواند سطح برخورداری مناطق را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

سیاست پولی یکی از مهم‌ترین ابزارهای حاکمیت جهت مدیریت طرف تقاضای اقتصاد کلان به شمار می‌آید. بانک مرکزی جهت ثبات در روند سطح عمومی قیمت‌ها و کنترل تورم از ابزارهای سیاست پولی استفاده می‌کند. در شرایط رکودی نیز جهت تحریک تولید و اشتغال از سیاست انساطی پولی استفاده می‌شود. اما براساس مباحث قبل، سیاست پولی در بخش‌های مختلف آثار نابرابر خواهد داشت. با توجه به ضرورت اعمال سیاست پولی، اطلاع از آثار جانبی این سیاست‌ها جهت جبران آثار منفی آنها ضروری است.

سؤال اصلی مقاله این است که عکس‌العمل هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به یک شوک سیاست پولی انساطی چگونه است؟ به بیان دیگر اندازه، سرعت و پایداری واکنش بخش‌های اقتصاد ایران به یک شوک سیاست پولی به چه نحوی خواهد بود؟ چه بخش‌هایی سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند و چه بخش‌هایی بیشترین تأثیر را متحمل خواهند شد؟

در نظام بانکداری متعارف، نرخ بهره جایگاه اساسی در اعمال سیاست پولی دارد و در مطالعات مربوط به بررسی آثار سیاست پولی از آن به عنوان متغیر سیاست پولی استفاده می‌شود. اما با توجه به قانون عملیات بانکداری بدون ربا، در ایران می‌بایست متغیر مناسبی انتخاب نمود.

در بخش دوم از مطالعات مربوط به آثار بخشی سیاست پولی آورده شده است. در بخش سوم مباحث مربوط به روش، مدل و انتخاب متغیرها به ویژه متغیر سیاست پولی ارائه می‌شود و در بخش چهارم آثار بخشی سیاست پولی در ایران تخمین زده و سپس با هم مقایسه می‌شوند. در بخش نهایی نیز نتایج و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مطالعات پیشین

به طور معمول در مباحث نظری و مطالعات کاربردی از تأثیرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصاد مثل تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها بحث و سایر جنبه‌های این سیاست مغفول واقع می‌شود. اما به تازگی اقتصاددانان در پرتو روش‌های جدید کمی، به بررسی سایر مباحث مرتبط با سیاست پولی همچون تأثیرگذاری بخشی و منطقه‌ای سیاست پولی نیز پرداخته‌اند (ابراهیم،^۱ ۲۰۰۵).

«گنلی و سالمون»^۲ اولین مطالعه را در خصوص آثار سیاست پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد انجام داده‌اند. ایشان تأثیر یک سیاست انقباضی پولی پیش‌بینی نشده را بر تولید^{۲۴} بخش اقتصاد انگلستان با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR)^۳ در دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۱ م بررسی کرده‌اند. در این مطالعه به صورت جداگانه برای هر بخش یک مدل "VAR" تخمین زده و نتایج با هم مقایسه شده است. در مدل آنها چهار متغیر نرخ بهره رسمی به عنوان متغیر سیاست پولی، تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص قیمت تعديل کننده تولید ناخالص داخلی^۴ و تولید ناخالص داخلی هر بخش استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بخش‌های مختلف اقتصاد به صورت نابرابر به یک سیاست پولی انقباضی پیش‌بینی نشده واکنش نشان می‌دهند. به عنوان نمونه بخشی همچون ساختمان واکنش قابل توجه و بسیار سریعی از خود نشان می‌دهد؛ در حالی که بخشی همچون خدمات واکنش ملائم‌تر و آهسته‌تری^۵ از خود نشان می‌دهد.

پس از آن «هایو و اهلنبروک»^۶ (۱۹۹۹) برای اقتصاد آلمان، «راداز و ریگوبون»^۷ (۲۰۰۳) برای اقتصاد آمریکا، «سرجو»^۸ (۲۰۰۳) برای اقتصاد جامائیکا، «ددولا و لیپی»^۹ (۲۰۰۵) برای ۵ کشور عضو «سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی»^{۱۰} (OECD) – فرانسه، آلمان، ایتالیا، انگلستان و آمریکا –، «ابراهیم»^{۱۱} (۲۰۰۵) برای اقتصاد مالزی و «کرافورد»^{۱۲} (۲۰۰۷) با استفاده از مدل‌های "SVAR" و "VAR" آثار بخشی سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. تمامی مطالعات به مانند مطالعه گنلی و سالمون (۱۹۹۷) متفاوت بودن واکنش بخش‌های اقتصاد به یک سیاست پولی انساطی را تأیید می‌کنند.

1. Ibrahim

2. Ganley & Salmon

3. Vector Auto Regression

4. GDP deflator

5. muted reaction

6. Hayo & Uhlenbrock

7. Raddatz & Rigobon

8. Serju

9. Dedola & Lippi

10. Organization for Economic Co-Operation and Development

11. Crawford

۳. روش تحقیق

در این مقاله از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود که مناسب‌ترین الگو برای بررسی آثار شوک‌های اقتصادی می‌باشد. در مطالعات فراوانی از این روش برای تحلیل آثار شوک‌های سیاست پولی استفاده شده است (سیمز،^۱ ۱۹۸۶) (برنانکی و میهف،^۲ ۱۹۹۵) (کریستیانو، ایچنباو و اونس،^۳ ۱۹۹۶) و کیم و روینی،^۴ ۲۰۰۰). برای تصریح محدودیت‌ها جهت مشخص کردن مدل "SVAR" روش‌های متعددی وجود دارد. یکی از معمول‌ترین راه‌های تشخیص، استفاده از «تجزیه چولسکی»^۵ است. «کولی و روی»^۶ (۱۹۸۵) نسبت به ساختار غیر تئوریک «شیوه مشخص‌سازی بازگشتی»^۷ (تجزیه چولسکی) در مدل‌های "VAR" انتقاد و بیان نمودند که واکنش‌های تخمین زده شده به شوک‌ها با تغییر ترتیب متغیرها در مدل "VAR" تغییر می‌کند. «برنانکی»^۸ (۱۹۸۶) و سیمز (۱۹۸۶) برای حل این مشکلات، جهت بررسی آثار کوتاه‌مدت سیاست پولی، محدودیت‌هایی بر روابط «هم عصر میان متغیرها»^۹ اعمال کردند که کاملاً با تئوری اقتصادی سازگار بود. این مدل‌ها که محدودیت‌های غیر بازگشتی به مدل اعمال می‌کردند، به مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری معروف شدند (همیلتون،^{۱۰} ۱۹۹۴، ص ۳۳۰).

در این مقاله از روش "A-Model" استفاده می‌شود که در آن روابط هم عصر میان متغیرهای مدل براساس تئوری‌های اقتصادی تصریح می‌شود (لوتکپول،^{۱۱} ۲۰۰۵، ص ۳۵۸-۳۶۲).

۳-۱. روش بررسی آثار بخشی سیاست پولی

سؤالی که در خصوص آثار بخشی سیاست پولی وجود دارد این است که متغیرهای بخشی چگونه به مدل وارد می‌شوند؟ همان‌طور که پیش‌تر نیز بیان شد، بعضی مطالعات از روش "VAR" و برخی از "SVAR" استفاده کرده‌اند؛ اما در میان آنها دو روش برای مدل کردن آثار بخشی سیاست پولی وجود دارد. در روش اول که بیشتر تحقیقات از آن استفاده کرده‌اند، برای هر بخش یک مدل مجزا تخمین زده شده است. تمام مطالعات پیشین به جز مطالعه راداز و ریگوبون (۲۰۰۳)، متغیر بخشی را به عنوان متغیر آخر در مدل "VAR" یا "SVAR" وارد کرده‌اند و برای هر بخش یک مدل مجزا تخمین زده‌اند.

1. Sims

2. Bernanke & Mihov

3. Kim & Roubini

4. Choleski decomposition

5. Cooley & Roy

6. Recursive Identification Scheme

7. Bernanke

8. Contemporaneous Interactions Between Variables

9. Hamilton

10. Lütkepohl

راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) تمام متغیرهای بخشی را در یک مدل وارد کردند. یکی از ویژگی‌های مدل آنها این است که می‌توان روابط میان بخشی را نیز بررسی نمود. همچنین با توجه به ارائه تنها یک مدل، نتایج مقایسه و اکنش بخش‌ها دقیق‌تر خواهد بود. اما یکی از نواقص این روش آن است که وارد کردن تمام متغیرهای بخشی در یک مدل "VAR" باعث از دست رفتن درجه آزادی مدل می‌شود که به ویژه برای داده‌های محدود مشکل‌زا خواهد بود. با توجه به اینکه تعداد داده‌های موجود در ایران محدود است، بنابراین همانند بیشتر مطالعات، برای هر بخش یک مدل "SVAR" مجزا تخمین زده می‌شود.

۳-۲. تعیین متغیرهای مدل

اولین مرحله مدل‌سازی "SVAR"، تعیین مجموعه متغیرهای مدل به گونه‌ای که تعاملات اقتصادی تحقیقت‌آور را به درستی نشان دهد است. هدف مقاله بررسی آثار بخشی سیاست پولی است؛ بنابراین برای کنترل آثار سایر متغیرها می‌بایست متغیرهای کلان مؤثر بر تولیدات بخشی وارد مدل شوند.

افزایش تعداد متغیرها باعث نزدیک‌تر شدن مدل به واقعیت روابط اقتصادی کشور می‌شود؛ اما از طرف دیگر درجه آزادی و درنهایت کارایی تخمین‌ها کاهش می‌یابد. از این‌رو می‌بایست با انتخاب متغیرهای اساسی و کلیدی اقتصاد هم تا حد امکان مدل را به واقعیت نزدیک نمود و هم کارایی تخمین‌ها را به حد قابل قبولی رساند. با توجه به مطالعات پیشین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص تعديل‌کننده تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص قیمت و نرخ ارز به عنوان متغیرهای کلان در مدل وارد می‌شوند. از سوی دیگر با توجه به وابستگی بودجه دولت و کل اقتصاد به بخش نفت، درآمد نفت یکی از متغیرهای مؤثر اقتصاد کلان است و از این‌رو برای دستیابی به تصویر واقعی از اقتصاد ایران باید این متغیر در مدل وارد شود.

نظام بانکداری بدون ربا و متغیر سیاست پولی؛ در اقتصاد متعارف برای اجرای سیاست‌های پولی و اعتباری از اهرم‌ها و ابزارهای: عملیات بازار باز، تسهیلات تنزیل مجدد و نرخ آن، کنترل مستقیم اعتبرات، نسبت نقدینگی بانک‌ها، نسبت ذخیره قانونی بانک‌ها و ترغیب اخلاقی استفاده می‌کنند (تونچیان، ۱۳۷۵، ص ۳۴۴ و ۳۵۴).

با توجه به استقرار نظام بانکداری متعارف و حاکمیت نرخ بهره در بیشتر کشورها، از نرخ بهره بانک مرکزی کشورها به عنوان شاخص سیاست پولی در تمام مطالعات این حوزه استفاده می‌شود.

در ایران پس از تصویب و اجرای قانون بانکداری بدون ربا، عملیات بازار باز متوقف و تا سال ۱۳۷۶ که قانون مربوط به اوراق مشارکت تصویب و اجرا شد، دولت به منظور تأمین کسری بودجه متکی به استقرارض از سیستم بانکی بهویژه بانک مرکزی بود. از سال ۱۳۷۶ دولت جهت تأمین مالی کسر بودجه‌اش اقدام به فروش اوراق مشارکت نمود. بانک مرکزی جهت کنترل حجم پول و پایه پولی اقدام به خرید و فروش اوراق مشارکت در بازار آزاد (بورس اوراق بهادار تهران) ننموده است؛ زیرا با وجود اهمیت بسیار زیاد این ابزار سیاست پولی در بانکداری متعارف، در ایران بهویژه پس از اجرای قانون بانکداری بدون ربا، امکان استفاده از این ابزار به صورت مؤثر وجود ندارد. همچنین سیاست تنزیل نیز - که از طریق پایه پولی بر حجم پول اثر می‌گذارد - به دلیل حرمت ربا و اجرای قانون بانکداری بدون ربا قابل استفاده نیست. از این‌رو با توجه به محدودیت استفاده از ابزارهای عملیات بازار باز و سیاست تنزیل در بانکداری بدون ربا، بانک مرکزی برای کنترل حجم پول، بیشتر توجه خود را به نرخ ذخیره قانونی معطوف نموده است (فرجی، ۱۳۷۹). افزون بر این بانک مرکزی در چارچوب قانون بانکداری بدون ربا و به منظور کنترل حجم پول از ابزارهای مستقیم سیاست پولی شامل ایجاد محدودیت‌های اعتباری، اولویت در تخصیص اعتبارات بانکی یا تعیین نرخ سود تسهیلات اعطایی استفاده می‌نماید.

بیشتر مطالعات انجام‌شده در ایران، در بررسی سیاست پولی از متغیرهایی چون «نقدينگی» و «پایه پولی»¹ یا اجزای آنها یا از متغیر «تغییر در نرخ سپرده قانونی» به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده کرده‌اند. به نظر می‌رسد استفاده از نرخ ذخیره قانونی به عنوان متغیر سیاست پولی صحیح نباشد؛ زیرا نخست این نرخ در سال‌های متمامدی تغییرات قابل توجهی نداشته است؛ دوم افزون بر ذخیره قانونی، سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی و بدھی بانک‌ها به بانک مرکزی نیز اثر مهمی در منابع و وجوده در دسترس بانک‌ها دارد که در نرخ ذخیره قانونی خود را نشان نمی‌دهد.

به دلیل عدم استفاده از نرخ تنزیل مجدد و عملیات بازار باز و استفاده از نرخ ذخیره قانونی و ابزارهای مستقیم سیاست پولی همانند سقف‌های اعتباری در ایران متغیر ویژه‌ای که نشان‌دهنده تغییرات سیاست پولی باشد، در اقتصاد ایران وجود ندارد (کشاورز حداد و مهدوی، ۱۳۸۴).

عرضه پول اسمی از حاصل ضرب دو متغیر پایه پولی در ضریب فزاینده پولی حاصل می‌شود. ضریب فزاینده به نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به سپرده‌های دیداری

1. monetary base

و بانکی مدت‌دار، نسبت ذخیره آزاد بانک‌ها به مجموع سپرده‌های دیداری و مدت‌دار بانکی و نسبت ذخیره قانونی که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، بستگی دارد. با توجه به اینکه بانک مرکزی به‌ندرت از سیاست تغییر نرخ ذخیره قانونی استفاده می‌کند؛ از این‌رو با تغییر پایه پولی بر عرضه پول مدیریت می‌کند. بر این اساس انتخاب پایه پولی نسبت به حجم پول به عنوان شاخص سیاست پولی اولویت دارد؛ چرا که بخشی از تغییرات عرضه پول که ناشی از تغییرات ضریب فراینده پولی است، توسط بانک مرکزی اعمال نشده است. به عنوان نمونه «نظری و گوهریان» (۱۳۸۱) و «نوفرستی» (۱۳۸۲) از پایه پولی یا اجزای آن به عنوان متغیر سیاست پولی استفاده کرده‌اند. با توجه به شرایط نظام بانکداری در ایران و مطالعات پیشین، در این مقاله از متغیر پایه پولی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده می‌شود.

۳-۳. تبدیل متغیرها و منانی

داده‌های مقاله از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. واحد داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، ارزش افزوده بخش‌ها و درآمد نفتی، میلیارد ریال است. نرخ ارز نیز به صورت ارزش ریالی یک واحد دلار محاسبه شده است. شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی نیز از تقسیم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های سال پایه (۱۳۷۶) محاسبه شده است. متغیرهای مدل که در جدول شماره ۱ آورده شده‌اند نیز به صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شوند.

جدول ۱: متغیرهای مدل

LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی
LEXR	لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی
LOILR	لگاریتم درآمد نفت
LGDEF	لگاریتم شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی
LMB	لگاریتم پایه پولی
LAGR	لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی
LIND	لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش صنعت
LSER	لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش خدمات

نمودار متغیرهای مدل اعم از متغیرهای کلان، نشان از وجود ریشه واحد در این متغیرها دارد. برای بررسی دقیق تر وجود ریشه واحد متغیرها از آزمون "ADF"^۱ استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون تک‌تک متغیرهای مدل در جدول شماره ۲ نشان می‌دهد که تمام متغیرها (I) هستند و با یکبار تفاضل‌گیری مانا خواهند شد.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد (ADF)

متغیرها (سطح)	آماره آزمون	p-value	طول وقفه	متغیرها (تفاضل مرتبه اول)	آماره آزمون	p-value	طول وقفه
LOILR	-1.498726	-9.11194	2	D(LOILR)	0.5285	0.0000	2
LEXR	-1.82317	-8.73096	0	D(LEXR)	0.3667	0.0000	0
LGDP	0.95949	-4.748708	3	D(LGDP)	0.9958	0.0002	3
LGDEF	-2.416703	-7.906438	1	D(LGDEF)	0.1409	0.0000	1
LMB	0.171085	-3.44324	3	D(LMB)	0.9686	0.0127	3
LAGR	-0.96042	-141.605	2	D(LAGR)	0.7629	0.0001	2
LSER	1.229146	-14.0399	2	D(LSER)	0.9981	0.0001	2
LIND	0.898308	-4.31892	3	D(LIND)	0.9950	0.0009	3

«سیمز» (۱۹۸۰) و «سیمز، استاک و واتسون» (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آنها را در سیستم وارد کرد؛ زیرا هدف از تحلیل "VAR" تعیین روابط متقابل میان متغیرها است و نه برآورد پارامترها. درواقع استدلال اصلی آنها این است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهنده وجود روابط هم‌جمعی میان متغیرها است، از دست می‌رود. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل "VAR" نیست (اندرس، ۱۳۸۶، ج ۲، ص ۷۰).

برای آزمون وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها در مدل "VAR" از آزمون یوهانسون جوسلیویوس استفاده می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۹۵ درصد، هم براساس آماره آزمون اثر و هم براساس آماره آزمون حداقل مقادیر ویژه، فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌جمعی برای تمامی مدل‌ها رد می‌شود. نتایج این آزمون برای مدل کلان (بدون متغیرهای بخشی) و مدل‌های بخشی در جدول شماره ۳ به صورت خلاصه آمده است.

1. Augmented Dickey Fuller

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌جمعی

آزمون حداقل مقدار ویژه			آزمون اثر			
P-Value	مقدار آماره آزمون	تعداد روابط هم‌جمعی (فرضیه صفر)	P-Value	مقدار آماره آزمون	تعداد هم‌جمعی (فرضیه صفر)	
0.0001	52.65	None *	0.0003	92.27	None *	مدل کلان
0.5872	16.91	At Most 1	0.2364	39.61	At Most 1	
0.6222	11.25	At Most 2	0.2609	22.70	At Most 2	
0.1613	10.86	At Most 3	0.1852	11.45	At Most 3	
0.4423	0.59	At Most 4	0.4423	0.59	At Most 4	
0.0001	175.17	None *	0.0000	249.17	None *	
0.0461	34.16	At Most 1 *	0.0223	74.00	At Most 1 *	مدل بخش کشاورزی
0.7641	14.79	At Most 2	0.2285	39.83	At Most 2	
0.4219	13.33	At Most 3	0.1601	25.03	At Most 3	
0.1479	11.12	At Most 4	0.1718	11.70	At Most 4	
0.4488	0.57	At Most 5	0.4488	0.57	At Most 5	
0.0006	54.60	None *	0.0003	121.39	None *	مدل بخش صنعت
0.2461	27.33	At Most 1	0.0852	66.78	At Most 1	
0.6317	16.39	At Most 2	0.2425	39.45	At Most 2	
0.5857	11.61	At Most 3	0.2433	23.05	At Most 3	
0.1401	11.29	At Most 4	0.1858	11.43	At Most 4	
0.7028	0.14	At Most 5	0.7028	0.14	At Most 5	
0.0003	56.97	None *	0.0000	133.05	None *	مدل بخش خدمات
0.0219	36.77	At Most 1 *	0.0145	76.08	At Most 1 *	
0.4901	18.05	At Most 2	0.2484	39.30	At Most 2	
0.6046	11.42	At Most 3	0.3426	21.24	At Most 3	
0.3564	8.22	At Most 4	0.2951	9.81	At Most 4	
0.2070	1.592498	At Most 5	0.2070	1.59	At Most 5	

* نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح ۰/۰۵ رد شده است.

۴. برآورد مدل

در روش سیمز (۱۹۸۶) و برنانکی (۱۹۸۶) برای برآورد و بررسی آثار کوتاه‌مدت شوک‌های ساختاری، براساس تئوری‌ها و روابط اثبات شده اقتصادی، محدودیت‌هایی بر روابط همزمان میان متغیرها اعمال می‌شود. مدل پایه اقتصاد کلان این مقاله شامل ۵ متغیر درآمد نفتی، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، شاخص تعديل‌کننده تولید ناخالص داخلی و پایه پولی می‌باشد و برای مشخص کردن مدل پایه باید حداقل ۱۰ محدودیت به روابط همزمان میان این ۵ متغیر وارد شود. افرون بر این می‌بایست طول وقفه بهینه مدل پیش از تخمین تعیین شود.

۴-۱. تصریح محدودیت‌های مدل ساختاری

لگاریتم درآمد نفتی (oilr) براساس ماتریس B_0 یک متغیر بروزرا نسبت به متغیرهای مدل تصریح شده است. درآمد نفتی در اقتصاد ایران تابع شرایط جهانی بازار نفت است ولذا هیچ‌یک از متغیرهای مدل به صورت همزمان بر آن تأثیر ندارد؛ از این‌رو مقادیر جاری هیچ‌یک از متغیرهای مدل در معادله مربوط به لگاریتم درآمد نفت وارد نمی‌شود.

با توجه به اینکه حجم زیادی از منابع ارزی کشور از طریق فروش نفت خام تأمین می‌شود، تغییر درآمد نفتی، بازار ارز داخلی را متأثر می‌کند. افزایش درآمد نفتی منجر به افزایش ارز کشور می‌شود که درنتیجه ارزش پول ملی افزایش می‌یابد. البته دخالت بانک مرکزی در بازار ارز که به دلیل وجود مازاد ارز در کشور و برای جلوگیری از کاهش ارزش ذخایر ارزی داخلی و افزایش واردات اعمال می‌شود تا حدی این رابطه را متأثر می‌کند.

تغییر حجم پول، شاخص قیمت‌های داخلی و تولید ناخالص داخلی در یک بازار کارای ارز بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد؛ اما با توجه به طرف عرضه این بازار که مهم‌ترین بازیگر آن دولت است و اعمال دخالت و مدیریت بانک مرکزی در این بازار نمی‌توان بازار نرخ ارز در ایران را یک بازار کارا دانست. لذا مقادیر جاری متغیرهای lgdp، lgdef، lmb و lexr در معادله مربوط به نرخ ارز وارد نمی‌شوند.

با توجه به جایگاه نفت در اقتصاد ایران افزایش درآمد نفت باعث رونق اقتصاد و افزایش تولید ناخالص داخلی خواهد شد؛ از این‌رو مقادیر جاری لگاریتم درآمد نفت در معادله مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (lgdp) وارد خواهد شد. نرخ ارز با تغییر حجم صادرات و واردات کشور بر تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌گذارد. حجم پول نیز براساس نظریه‌های اقتصاد کلان حداقل در کوتاه‌مدت بر سطح فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین مقادیر جاری متغیرهای doilr و lexr در معادله مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخلی وارد خواهد شد.

افزایش حجم پول باعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. بنابراین افزایش درآمد نفت به صورت غیر مستقیم با افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی و پایه پولی منجر به تورم می‌شود. نرخ ارز با تغییر بر قیمت کالاهای وارداتی و از طریق حجم پول بر سطح قیمت‌ها اثر می‌گذارد. بنابراین مقادیر جاری doilr و lexr در معادله مربوط به لگاریتم شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی (lgdef) وارد خواهد شد.

درآمدهای نفتی برای ورود به اقتصاد داخلی باید به پول داخلی تبدیل شود و با توجه به عدم توازن میان عرضه و تقاضای ارز در اقتصاد ایران، بانک مرکزی ارزهای مازاد دولتی

را خریداری می‌کند و معادل آن، اعتبار در اختیار دولت قرار می‌دهد که درنتیجه این فرایند، پایه پولی افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر با افزایش نرخ ارز، بانک مرکزی می‌بایست ریال بیشتری به ازای حجم دلار یکسان در اختیار دولت قرار دهد و از این‌رو افزایش نرخ ارز پایه پولی را افزایش خواهد داد. با توجه به عدم پیگیری قاعده سیاست پولی همچون «قاعده تیلور»^۱ توسط بانک مرکزی نمی‌توان مقادیر جاری تولید و قیمت‌ها را در پایه پولی مؤثر دانست؛ بنابراین مقادیر متغیرهای oil و lexr در معادله مربوط به لگاریتم پایه پولی (lmb) وارد می‌شوند. به طور خلاصه می‌توان تصريح روابط همزمان میان متغیرها را در مدل کلان اقتصاد ایران برگزیده این مقاله در ماتریس ^۰B نشان داد.

$$B_0 x_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 1 & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} loilr \\ lexr \\ lgdp \\ lgdef \\ lmb \end{bmatrix}$$

۴-۲. تعیین وقفه بهینه

پس از مشاهده مدخلیت فصل‌ها در روند متغیرهای تولید ناچالص داخلی و ارزش افزوده بخش‌ها، در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری فصلی به تبیین پویایی‌های مدل کمک خواهد کرد. برای تعیین وقفه بهینه وجود یا عدم وجود متغیرهای فصلی به جهت سازگاری نتایج، از مدل کلان (بدون متغیرهای بخشی) استفاده می‌شود. بنابراین دو مدل تحويل یافته VAR تخمین و نتایج با هم مقایسه می‌شود. جدول شماره ۴ مقادیر معیارهای اطلاعاتی را برای دو مدل VAR با جزء ثابت و متغیرهای فصلی نشان می‌دهد.

در مدل اول براساس معیار SC^۲ همان‌طور که در جدول شماره ۴ بیان شده است، طول وقفه بهینه، دو تخمین زده است که براساس آن مقدار معیار SC به حداقل خود یعنی $-\frac{7}{4}$ -می‌رسد. اگرچه معیار AIC^۳ ۷ دوره وقفه را تأیید می‌کند؛ اما براساس «ایوانف و کیلیان»^۴ (۲۰۰۵) معیار SC برای داده‌های فصلی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، دقیق‌ترین معیار اطلاعاتی است. افرون بر این، حجم نمونه کوچک و وقفه کمتر منتج به عکس‌عمل‌های آنی منطقی‌تری برای متغیرهای کلان و بخشی می‌شود.

1. Taylor rule

2. Schwartz Information Criterion

3. Akaike Information Criterion

4. Ivanov & Kilian

در مدل دوم که متغیرهای فصلی جایگزین جزء ثابت در مدل VAR تحویل یافته شده‌اند؛ همان‌طور که در جدول شماره ۴ نیز مشاهده می‌شود، معیار SC در دوره تأخیر ۱ به حداقل مقدار خود یعنی $-9/1$ می‌رسد و معیار AIC همچنان وقفه ۷ را تأیید می‌کند. براساس معیار اطلاعاتی SC، با توجه به اینکه مقدار این معیار در مدل دوم کمتر است، ورود داده‌های فصلی به تبیین پویایی‌های مدل کمک می‌کند؛ بنابراین این متغیرها در مدل نهایی تحقیق وارد خواهد شد.

جدول ۴: آزمون تعیین طول وقفه بهینه مدل

مدل VAR کلان با جزء ثابت		مدل VAR کلان با متغیرهای فصلی		معیارهای اطلاعاتی
مقدار معیار اطلاعاتی مورد نظر	طول وقفه بهینه	مقدار معیار اطلاعاتی مورد نظر	طول وقفه بهینه	
1	-9.11669	2	-7.402372	SC
7	-11.14501	7	-10.89563	AIC

۴-۳. توسعه مدل کلان و برآورده آثار بخشی

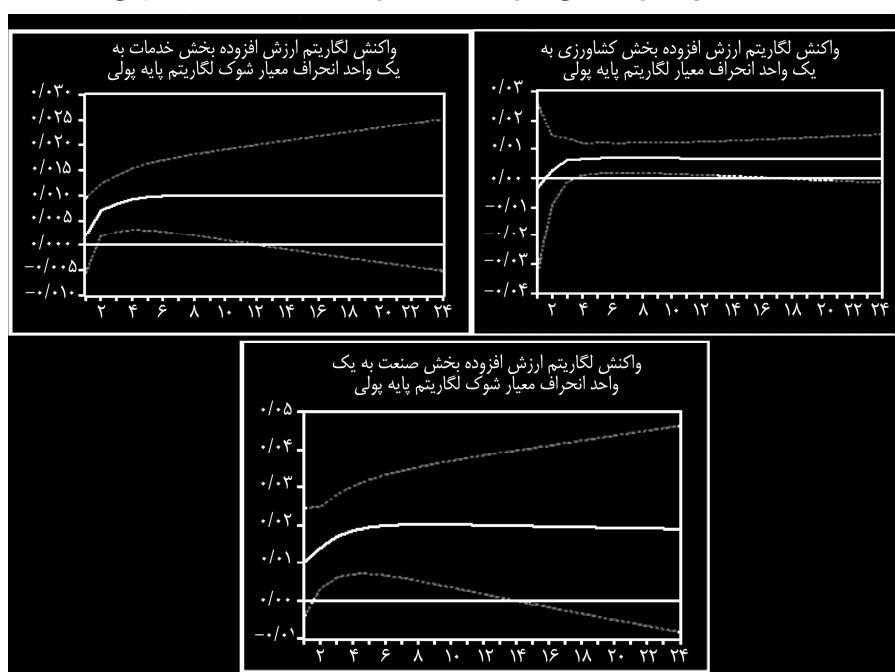
با اضافه شدن متغیر بخشی به مدل، برای هر بخش یک مدل SVAR شش متغیره به وجود می‌آید و ماتریس روابط همزمان هر یک از مدل‌ها 6×6 خواهد بود. تحلیل و تصریح روابط بخش‌ها با سایر متغیرهای مدل شبیه روابط میان تولید کل با سایر متغیرهای مدل است. به عنوان نمونه لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (lagr) تابعی از مقادیر جاری متغیرهای lexr، oilr و lmb می‌باشد. در طرف مقابل مقادیر جاری متغیر lagr تنها در معادله مربوط به lgdp وارد خواهد شد. محدودیت‌های روابط همزمان مدل توسعه یافته در معادله زیر نشان داده شده است.

$$B_0 x_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & b_{35} & b_{36} \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 1 & b_{45} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & 0 & 0 & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & 0 & 0 & b_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} oilr \\ lexr \\ lgdp \\ lgdef \\ lmb \\ lagr \end{bmatrix}$$

پس از تصریح محدودیت‌های همزمان می‌توان ماتریس B_0 هر مدل را برآورد نمود و با استفاده از آن، نحوه واکنش بخش‌های اقتصادی به یک شوک سیاست پولی انسباطی را با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی مشخص کرد.

آنچه در نگاه اول از نمودار شماره ۱ برداشت می‌شود، این است که واکنش بخش‌ها به یک شوک سیاست پولی متفاوت است که البته با توجه به ویژگی‌های خاص هر بخش، این عدم تقارن قابل انتظار است. بخش کشاورزی در دوره اول، واکنش منفی به سیاست پولی انساطو نشان داده است؛ اما از دوره دوم به بعد مقدار متغیر $lagr$ مثبت خواهد شد. واکنش دو بخش دیگر به شوک سیاست پولی انساطو در تمام دوره‌ها مثبت است. از جث میزان واکنش بخش‌ها هم، آن‌گونه که از نمودارها پیدا است، اختلاف معناداری وجود دارد. در خصوص پایداری اثر شوک سیاست پولی مشاهده می‌شود که اگرچه اثر این شوک رو به کاهش است؛ اما روند این کاهش بسیار کند است و اثر آن تا ۲۴ دوره پس از وارد شدن شوک وجود دارد.

نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به یک واحد شوک سیاست پولی



برای مقایسه اندازه و سرعت واکنش‌ها به عنوان هدف اصلی مقاله مناسب است در کنار نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی، از یک‌سری شاخص‌ها نیز جهت مقایسه بخش‌ها استفاده شود. بنابراین جدول شماره ۵ برای تبیین و تحلیل آثار شوک سیاست پولی انساطو بر بخش‌های اقتصاد ارائه می‌شود. در ستون دوم جدول میزان واکنش دوره اول، در ستون بعد بیشترین میزان واکنش هر بخش در کل ۲۴ دوره، در ستون سوم

دوره‌ای که بیشترین میزان واکنش در آن رخ داده است و در ستون آخر میانگین واکنش‌های هر بخش در ۱۲ دوره اول که انتظار می‌رود سیاست پولی اثر حقیقی داشته باشد آورده شده است.

جدول ۵: واکنش بخش‌های تولیدی به یک شوک سیاست پولی انساطی

بخش‌های اقتصادی	شاخص	میزان واکنش دوره اول	بیشترین میزان واکنش	دوره بیشترین میزان واکنش	میانگین واکنش‌ها در دوره اول
کشاورزی	-۰/۰۰۳۴۶۲	۰/۰۰۶۸۴۴	۷	۰/۰۰۵۴۹۶	۰/۰۰۵۴۹۶
صنعت	۰/۰۱۰۱۶۸	۰/۰۲۰۲۳۴	۹	۰/۰۱۸۳۵۰	۰/۰۱۸۳۵۰
خدمات	۰/۰۰۱۹۱۴	۰/۰۰۹۹۹۹	۸	۰/۰۰۸۸۳۸	۰/۰۰۸۸۳۸

سه معیار میزان واکنش اول، بیشترین میزان واکنش و میانگین واکنش‌های ۱۲ دوره اول، شاخص‌های مناسبی برای رتبه‌بندی بخش‌ها از حیث اندازه واکنش به یک سیاست پولی هستند. براساس هر سه معیار، بخش صنعت در رتبه اول است. به عبارت دیگر بخش صنعت در اقتصاد ایران بیشترین میزان واکنش را به یک شوک سیاست پولی نشان می‌دهد. اگر براساس دوره‌ای که بیشترین واکنش هر بخش در آن رخ داده است، بخش‌ها از نظر سرعت واکنش رتبه‌بندی شود، بخش کشاورزی با اینکه کمترین میزان واکنش را به سیاست پولی نشان می‌دهد، در رتبه اول قرار می‌گیرد؛ اما برای مقایسه و رتبه‌بندی بخش‌ها از نظر سرعت واکنش باید میزان واکنش هم در نظر گرفته شود؛ بنابراین باید برای اندازه واکنش حدی تعیین شود و زمان لازم برای رسیدن هر بخش به آن حد معیار قرار گیرد. چنانچه براساس این معیار بخش‌ها را از نظر سرعت واکنش رتبه‌بندی کنیم، بخش صنعت سریع‌ترین واکنش را به یک سیاست پولی انساطی خواهد داشت؛ از این‌رو فرضیه اولیه مقاله که بخش صنعت بیشترین و سریع‌ترین واکنش را دارد، رد نمی‌شود.

۴-۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مدل‌های برآوردی

در مطالعات VAR به طور معمول از ابزار تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی جهت دستیابی به اطلاعات بیشتر درباره آثار شوک‌ها استفاده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان بررسی نمود که تغییرات یک دنباله تا چه حد متأثر از اجزای خطای خود دنباله بوده و تا چه میزان از اجزای اختلال سایر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است. به بیان دیگر تجزیه واریانس، اهمیت نسبی هر یک از اجزای اختلال مدل را در تغییرات هر یک از متغیرها نسبت به مقدار انتظار بیان می‌کند.

در جدول شماره ۶ تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای بخشی برای دوره‌های ۱، ۴، ۸، ۱۲، ۱۶، ۲۰ و ۲۴ جهت بررسی اهمیت هر یک از شوک‌ها در تغییرات متغیرهای بخشی آمده است.

جدول ۶: تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای بخشی

Lsec Shock	Lmb Shock	Lgdef Shock	Lgdp Shock	Lexr Shock	Loilr Shock	
						Lagr
88.80269	0.06686	0	0	0.000689	11.12976	1
73.13964	0.439682	0.32978	4.880644	0.769752	20.44051	4
71.70777	1.24997	0.587953	4.878681	1.395216	20.18041	8
70.40769	2.019338	0.889845	4.825437	1.961741	19.89595	12
69.15642	2.742508	1.218358	4.772452	2.493133	19.61713	16
67.94674	3.430237	1.563153	4.720504	2.994593	19.34477	20
66.77442	4.089808	1.917306	4.669526	3.470004	19.07894	24
						Lind
86.62321	2.390978	0	0	10.68896	0.296854	1
64.50676	9.204698	0.656883	0.253943	18.41111	6.966605	4
49.99686	16.98267	1.154984	0.27387	25.19641	6.395212	8
41.78167	21.74538	1.702344	0.257625	28.52262	5.990352	12
36.62549	24.85526	2.314756	0.249639	30.20345	5.751411	16
33.05793	27.05462	2.984506	0.248137	31.05362	5.601179	20
30.40873	28.70023	3.698199	0.250787	31.44218	5.499872	24
						Lser
82.67502	0.296365	0	0	17.0115	0.017118	1
55.5822	7.908402	1.393941	1.776814	24.62615	8.71249	4
44.50637	15.29392	2.43032	1.371382	29.08092	7.317088	8
38.61455	19.30561	3.317531	1.260656	31.08678	6.414875	12
35.0054	21.70312	4.125484	1.217992	32.09042	5.857591	16
32.55996	23.28529	4.8733	1.204798	32.59531	5.481346	20
30.78472	24.40539	5.569818	1.20699	32.82365	5.20943	24

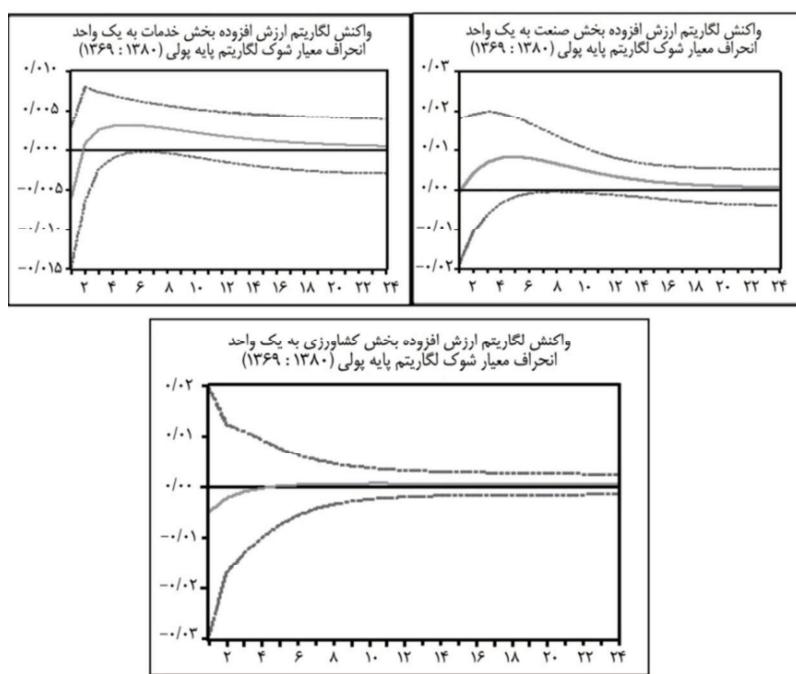
مقایسه سهم شوک پولی در واریانس خطای پیش‌بینی بخش‌ها نشان می‌دهد که تأثیر شوک پولی در بخش صنعت نسبت به سایر بخش‌ها بیشتر است که با نتایج حاصل از توابع عکس العمل آنی مشابه است. بخش کشاورزی نیز تأثیر چندانی از شوک پولی نمی‌پذیرد. این بخش بیشتر از شوک‌های درون‌بخشی مثل شوک‌های آب و هوا متأثر است. به طور کلی در هر

سه بخش، شوک‌های بخشی بیشترین تأثیر و سهم را در واریانس خطای پیش‌بینی دارند که البته سهم این عامل در بخش صنعت و خدمات نسبت به بخش کشاورزی کمتر است. این نکته قابل ذکر است که شوک‌های نرخ ارز در بخش صنعت و خدمات تأثیر قابل توجهی دارد.

۴-۵. آزمون پایداری نتایج^۱

یکی از ضعف‌های مدل SVAR حساس بودن زیاد نتایج به حجم نمونه است. برای آزمون ثبات مدل بازه تحقیق را کوچک‌تر می‌نماییم و برای هر بخش یک مدل SVAR تخمین می‌زنیم. بدین منظور دوره زمانی را به دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۰ تغییر می‌دهیم و نتایج را با مدل اصلی مقایسه می‌کنیم. همان‌طور که در نمودارهای زیر مشاهده می‌شود ساختار توابع عکس‌العمل آنی در دوره ۱۳۸۰-۱۳۶۹ تفاوت معناداری با نتایج اصلی مدل در دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۰ نمی‌کند و رتبه‌بندی بخش‌ها از حیث تأثیرپذیری از شوک سیاست پولی حفظ شده است. بنابراین نتایج مدل در این بازه زمانی مشابه نتایج مدل اصلی است و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل از ثبات مناسبی برخوردار است.

نمودار ۲: توابع عکس‌العمل آنی بخش‌های اقتصاد به یک شوک سیاست پولی



1. robustness test

۵. نتیجه‌گیری

هدف از اعمال سیاست پولی مدیریت طرف تقاضای اقتصاد با تمرکز بر کنترل سطح قیمت‌ها و خارج نمودن اقتصاد از وضعیت رکود می‌باشد که در شرایط تورمی، سیاست انقباضی و در شرایط رکودی یک سیاست انساطی پولی اجرا می‌شود؛ اما یک سیاست پولی آثار جانبی نیز دارد. با توجه به ویژگی‌های خردی بخش‌های اقتصادی و سازوکارهای انتقال سیاست پولی، این بخش‌ها و اکنش‌های نابرابری به یک شوک سیاست پولی دارند که با وجود توزیع جغرافیایی نامتوازن بخش‌ها، سطح برخورداری مناطق نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

نتایج مقاله که براساس داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۷ انجام شده است، نشان می‌دهد که در چارچوب قانون عملیات بانکداری بدون ربا، بخش صنعت بیشترین و سریع‌ترین میزان واکنش را به یک شوک سیاست پولی انساطی دارد. از سوی دیگر براساس تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم شوک سیاست پولی در بخش صنعت نسبت به سهم شوک سیاست پولی در تغییرات دو بخش دیگر بیشتر است. بنابراین بخش صنعت در ایران حساسیت بیشتری به سیاست پولی نسبت به دو بخش دیگر از خود نشان می‌دهد. در میان دو بخش دیگر یعنی خدمات و کشاورزی نیز بخش خدمات حساسیت بیشتری نسبت به سیاست پولی دارد.

در هر سه بخش اقتصاد ایران، شوک‌های خود بخش‌ها بیشترین سهم را در تغییرات این بخش‌ها دارند؛ اما در بخش کشاورزی سهم شوک خود بخش بسیار بالاتر از سهم شوک صنعت در تغییرات بخش صنعت و شوک خدمات در تغییرات بخش خدمات است. این امر نشان می‌دهد که بخش کشاورزی نسبت به دو بخش دیگر تعامل کمتری با متغیرهای اقتصاد کلان دارد، بنابراین کمتر تحت تأثیر سیاست‌های کلان قرار می‌گیرد. در مقابل، شوک‌هایی مثل تغییرات آب و هوا نقش بسیار مهمی در تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.

در خصوص مجرای نرخ و اهمیت آن در انتقال سیاست پولی نیز نتایج نشان می‌دهد که این ماجرا در بخش صنعت و خدمات نقش مهمی ایفا می‌کند و بخش مهمی از تغییرات ارزش افزوده‌ها را توضیح می‌دهد؛ اما در بخش کشاورزی سهم قابل توجهی در تبیین تغییرات ارزش افزوده ندارد.

با توجه به حساسیت بیشتر بخش صنعت نسبت به سیاست پولی، در صورت وقوع یک سیاست پولی انقباضی، سهم این بخش در تولید ناخالص داخلی نسبت به دو بخش دیگر

کاهش می‌یابد. سطح برخورداری شاغلان این بخش نیز در مقایسه با شاغلان دو بخش دیگر کاهش بیشتری می‌یابد و توزیع درآمد به نفع سایر بخش‌ها تغییر می‌کند. از آنجا که اعمال سیاست پولی انقباضی برای کنترل سطح قیمت‌ها ضروری می‌باشد، اعمال سیاست‌های جانبی ویژه بخش صنعت همچون سیاست‌های یارانه‌ای، تعرفه‌ای و اعتباری برای جلوگیری از رکود این بخش و حفظ شرایط توزیع درآمد شاغلان بخش‌ها ضروری است.

منابع

- اندرس، والتر (۱۳۸۶)، اقتصادستنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوالپور، ج ۲، تهران: دانشگاه امام صادق(ع).
- تونچیان، ایرج (۱۳۷۵)، اقتصاد پول و بانکداری، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- فرجی، یوسف (۱۳۷۹)، آشنایی با ابزارها و نهادهای پولی و مالی، تهران: مؤسسه عالی بانکداری ایران.
- کشاورز حداد، غلامرضا و امید مهدوی (۱۳۸۴)، «آیا بازار سهام در ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش. ۷۱، ص ۱۴۷-۱۷۰.
- نظری، محسن و فاطمه گوهریان (۱۳۸۱)، «بررسی اثر متغیرهای سیاست پولی بر استغال به تفکیک بخش‌های عمده اقتصاد ایران (۱۳۴۵-۱۳۷۸)»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش. ۶۰، ص ۱۸۷-۲۰۷.
- نوفrstی، محمد (۱۳۸۴)، «بررسی سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادستنجی کلان پویا»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش. ۷۰، ص ۱-۲۹.
- Bernanke, B. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol.25, pp.49-99.
- & A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol.82 (4): 901-921.
- Christiano, L.; M. Eichenbaum & C. Evans (1996), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds", *Review of Economics and Statistics*, 78 (1): 16-34.
- Cooley, T. & S. LeRoy (1985), "Atheoretical Macroeconomics: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, vol.16 (2): 283-308.
- Crawford, C. (2007), *The Sectoral Impact of Monetary Policy in Australia: Structural VAR Approach*, Thesis Submitted in Partial Fulfilment for Honours in the B. Commerce (Liberal Studies), University of Sydney.
- Dedola, L. & F. Lippi (2005), "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence

- from the Industries of Five OECD Countries", *European Economic Review*, vol.49 (6): 1543-1569.
- Ganley, J. & C. Salmon (1997), "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts", *Bank of England Working Paper*, no.68.
- Gruen, D. & G. Shetrim (1994), "Internationalisation and the Macroeconomy" *International Integration of the Australian Economy*, Philip Lowe and Jacqueline Dwyer (eds.), Reserve Bank of Australia.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hayo, B. & B. Uhlenbrock (1999), "Industry Effects of Monetary Policy in Germany", Centre for European Integration Studies Working Paper, no.14.
- Ibrahim, M. (2005), "Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia", *Asian Economic Journal*, vol.19, no.1.
- Ivanov, V. & L. Kilian (2005), "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, vol.9 (1), Article 2.
- Kim, S. & N. Roubini (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics*, vol.45, pp.561-586.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
- Mishkin, F. (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *The Journal of Economic Perspectives*, vol.9, no.4, pp.3-10.
- Raddatz, C. & R. Rigobon (2003), "Monetary Policy and Sectoral Shocks: Did the Fed React Properly to the High-Tech Crisis?", *NBER Working Paper Series*, no.9835.
- Romer, C. & D. Romer (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", *NBER Macroeconomics Annual*, vol.4, pp.121-170.

- Serju, P. (2003), "Monetary Policy and the Jamaican Economy: A Sectoral Analysis", *Bank of Jamaica Working Paper*, no.WP02/09.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol.48 (1): 148.
- (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol.10 (1): 2-15.
- ; J. Stock & M. Watson (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, vol.58, no.1, pp.113-144.