

بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

The Effects of Monetary Shocks on Iran Economic Sectors

Hamed Sahebbonar*, Ali Cheshomi (Ph.D.)**,
Mohammad Ali Falahi (Ph.D.)***

حامد صاحب‌هنر*، دکتر علی چشمی**،
دکتر محمدعلی فلاحی***

Received: 17/July/2012 Accepted: 3/July/2013

دریافت: ۱۳۹۱/۰۴/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۴/۱۲

Abstract:

Empirical studies show that money has real effects in short-run but is neutral in long-run. According to transmission channels of monetary policy, there is a possibility that each sector has a different response to monetary shocks. This paper, using the BVAR method and seasonal data, investigates the sectoral effects of monetary shocks during 1988:Q2 to 2011:Q2. The results show that monetary shocks have real effects in short-run and the reaction of sectors are different. In addition, the effects of monetary shocks on services and industry sectors are stronger than on agriculture sector.

Keywords: Monetary Shocks, BVAR Approach, Services Sector, Industry Sector, Agriculture Sector, Iran.

JEL: E52, C32, C11.

چکیده:

مطالعات تجربی نشان می‌دهد که پول در کوتاه‌مدت آثار حقیقی دارد و در بلندمدت خنثی است. با توجه به کانال‌های انتقال سیاست پولی و ویژگی‌های خاص بخش‌های اقتصادی، محتمل است که واکنش این بخش‌ها به یک شوک پولی متفاوت باشد. در این تحقیق با استفاده از روش خودبازگشت‌برداری بیزین و بر اساس رویکرد راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) در بررسی آثار بخشی یک شوک پولی، عکس‌العمل بخش‌های اصلی اقتصاد ایران (صنعت، خدمات و کشاورزی) به یک شوک پولی برآورد و مقایسه شده است. نتایج تحقیق بر اساس داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ الی ۱۳۸۹ نشان می‌دهد که اولاً، شوک پولی در کوتاه‌مدت آثار حقیقی بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصاد ایران دارد. ثانیاً، واکنش بخش‌ها متفاوت است و ثالثاً، بخش خدمات بیشترین حساسیت را به شوک پولی دارد. از سوی دیگر، بر اساس تابع عکس‌العمل آنی بخش کشاورزی به شوک پولی می‌توان گفت، کانال‌های انتقال سیاست پولی در این بخش بسیار ضعیف هستند و عملاً این بخش هیچ واکنش معناداری به شوک پولی نشان نمی‌دهد. بر این اساس در صورت وقوع یک شوک پولی انقباضی، انتظار داریم ارزش‌افزوده بخش خدمات نسبت به بخش صنعت و کشاورزی کاهش بیشتری یابد و توزیع درآمد به نفع فعالان بخش کشاورزی تغییر کند.

کلمات کلیدی: شوک‌های پولی، روش BVAR، بخش خدمات، بخش صنعت، بخش کشاورزی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E52, C32, C11.

* Ph.D. Student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

Email: ha.sahebbonar@stu.um.ac.ir

** Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

Email: a.cheshomi@ferdowsi.um.ac.ir

*** Associate Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

Email: falahi@um.ac.ir

* دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

Email: ha.sahebbonar@stu.um.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

Email: a.cheshomi@ferdowsi.um.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

Email: falahi@um.ac.ir



۱- مقدمه

تولید ناخالص داخلی به صورت متوسط هر سال حدود ۵/۱ درصد بوده است. در حالی که نرخ رشد نقدینگی به طور متوسط هر سال حدود ۲۷/۲ درصد و پایه پولی حدود ۲۱/۷ درصد بوده است.

این مقاله، بر اساس روش اقتصادسنجی تلاش دارد تا تأثیر سیاست پولی را بر تغییرات تولید بخش‌های اقتصادی کشور بررسی کند. ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده که در بخش دوم به مبانی نظری و ادبیات موضوع اشاره می‌شود. در بخش سوم، مباحث مربوط به روش تحلیلی تحقیق آمده و در بخش چهارم، تصریح مدل تبیین خواهد شد. بخش پنجم نیز به بررسی نتایج برآورد مدل تحقیق اختصاص یافته است.

۲- مروری بر پژوهش‌های گذشته

مکاتب اقتصاد کلان با توجه به دیدگاه و بر اساس فروض خود، مدل مورد استفاده و جامعه مورد بررسی به این موضوع پرداخته و به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. اقتصاددانان مکتب کلاسیک و ادوار تجاری حقیقی اعتقاد دارند پول خنثی است و سیاست‌های پولی تأثیری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید ندارد و اعمال سیاست پولی انبساطی تنها متغیرهای اسمی اقتصاد را افزایش می‌دهد. اقتصاددانان مکتب کینزی مطرح کردند که افزایش عرضه پول می‌تواند نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گذاری و درآمد ملی را افزایش دهد. اقتصاددانان کلاسیک جدید اعتقاد دارند که سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده بر متغیرهای حقیقی تأثیری ندارد، اما سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد. اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی علاوه بر کانال نرخ بهره از طریق کانال‌های دیگری نظیر کانال‌های اعتباری نیز درآمد ملی را تغییر می‌دهد. از دیدگاه کینزین‌های جدید، پول خنثی نیست و تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید، به دلایلی از جمله انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و دستمزدها، نامتقارن است (میشکین^۱، ۱۹۹۵: صص ۳-۱۰، منکیو و رومر^۲، ۱۹۹۱ به نقل

سیاست پولی یکی از مهمترین ابزارهای سیاستی جهت مدیریت طرف تقاضا در سطح کلان به شمار می‌آید. بانک‌های مرکزی جهت ثبات بخشی به اقتصاد و کنترل تورم از ابزارهای سیاست پولی که در اختیار دارند، استفاده می‌کنند. در شرایط رکودی نیز جهت تحریک تولید و اشتغال از سیاست‌های پولی انبساطی استفاده می‌شود. میزان تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، یکی از مهمترین مباحث اقتصاد کلان محسوب می‌شود. تا کنون درباره تأثیرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مباحثات و حتی مجادلات فراوانی صورت گرفته و البته هنوز هم ادامه دارد (دل انگیزان و همکاران، ۱۳۹۰: ص ۱۳۶).

در سال‌های اخیر، چند بحث جدید در این رابطه مطرح شده است: اول، کانال‌های متعددی برای تأثیرگذاری سیاست پولی وجود دارد و صرفاً کانال نرخ بهره اهمیت ندارد. دوم، تأثیرگذاری سیاست پولی می‌تواند به صورت نامتقارن باشد. سوم، ویژگی نهادی کشورها مانند وابستگی به نفت یا استقلال بانک مرکزی می‌تواند در تأثیرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تعیین کننده باشد. چهارم، تأثیرگذاری سیاست پولی در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌تواند متفاوت باشد. مقاله حاضر، به آخرین مبحث می‌پردازد زیرا آگاهی از آثار بخشی سیاست پولی می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی کشور اهمیت زیادی داشته باشد.

سؤال اصلی تحقیق حاضر این است که عکس‌العمل هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به یک شوک سیاست پولی انبساطی چگونه است؟ به بیان دیگر، اندازه واکنش بخش‌های اقتصاد ایران به شوک پولی به چه نحوی خواهد بود؟ و چه بخش‌هایی بیشتر متأثر خواهند شد؟

روند زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت در ایران نشان می‌دهد که از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از ۱۵/۹ درصد به ۱۳/۱ درصد کاهش، سهم صنعت و معدن از ۱۶/۲ به ۲۷/۷ درصد افزایش، سهم نفت از ۱۶/۱ درصد به ۸/۹ درصد کاهش و سهم بخش خدمات از ۵۲/۳ به ۵۲/۱ درصد رسیده است. در این سال‌ها رشد کل

1. Mishkin (1995)
2. Mankiw and Romer (1991)



بخش‌هایی که به طور نسبی اندازه بنگاه‌ها در آنها کوچک‌تر است، وابستگی بیشتری به منابع و تسهیلات بانکی جهت تأمین سرمایه‌های مورد نیاز خود دارند. براساس کانال اعتباری، در اثر اعمال یک سیاست پولی انقباضی، دسترسی به منابع بانکی سخت خواهد شد و هزینه تأمین سرمایه بنگاه‌های کوچک افزایش خواهد یافت. در مقابل، بنگاه‌های بزرگتر که دسترسی بیشتری به سایر بازارها و ابزارهای مالی دارند، کمتر تحت تأثیر پیامدهای ناشی از سیاست پولی قرار خواهند گرفت. بر این اساس با توجه به تفاوت بخش‌ها از حیث ویژگی‌های ذکر شده، انتظار می‌رود اندازه و سرعت واکنش بخش‌های اقتصادی به سیاست پولی متفاوت باشد. اعمال سیاست پولی می‌تواند آثار نابرابر در بخش‌های مختلف و به تبع 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 می‌تواند سطح برخورداری مناطق را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

معمولاً در مباحث نظری و مطالعات کاربردی، از تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای کلان مثل تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها بحث شده و سایر جنبه‌های این سیاست‌ها مغفول واقع می‌شود. اما اقتصاددانان به کمک روش‌های جدید کمی، به سایر مباحث مرتبط با سیاست پولی همچون بررسی تأثیر بخشی و منطقه‌ای سیاست پولی نیز پرداخته‌اند.

گانلی و سالمن^۷ (۱۹۹۷) اولین مطالعه را در خصوص بررسی آثار سیاست پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد انجام دادند. آنان تأثیر یک سیاست انقباضی پولی پیش‌بینی نشده را بر تولید ۲۴ بخش اقتصاد انگلستان با استفاده از مدل خودبازگشت برداری (VAR) در دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۱ بررسی کردند. در این مطالعه به صورت جداگانه برای هر بخش یک مدل VAR برآورد و نتایج با هم مقایسه شده است. در مدل آنها از چهار متغیر نرخ بهره رسمی به عنوان متغیر سیاست پولی، تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص قیمت ضمنی

از فرزین‌وش و دیگران، ۱۳۹۱: صص ۶-۷).

نزاع بر سر خنثایی و عدم خنثایی پول و البته سازوکار و کانال اثرگذاری سیاست پولی هنوز ادامه دارد. البته در میان اکثر اقتصاددانان این نظر پذیرفته شده است که پول در بلندمدت خنثی است، ولی در کوتاه‌مدت بر تولید و اشتغال تأثیر می‌گذارد. مطالعات تجربی نیز تأیید می‌کند که پول و سیاست پولی بر تولید و سایر متغیرهای حقیقی تأثیر معنی داری برای مدت دو سال و یا بیشتر دارد. (رومر و رومر^۱ ۱۹۸۹: صص ۱۲۱-۱۷۰)، (برنانکی و بلیندر^۲، ۱۹۹۲: صص ۹۰۱-۹۲۱)، (کریستیانو و همکاران^۳، ۱۹۹۶: صص ۱۶-۳۴)

میشکین (۱۹۹۵) کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت دارایی و کانال اعتباری را چهار کانال اصلی که از طریق آنها سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد، معرفی می‌کند. مطالعات متعددی نشان می‌دهند که کانال نرخ بهره در بخش‌هایی که در آنها کالاهای بادوام تولید می‌شود، قوی‌تر است. تقاضای این دسته از کالاها نسبت به سایر کالاها در مقابل نرخ بهره باکشش‌تر است (ددولا و لیبی^۴، ۲۰۰۵: صص ۱۵۴۳-۱۵۶۹). در طرف عرضه نیز بخش‌هایی که سرمایه‌بری بیشتری دارند، براساس کانال 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.

بر اساس کانال نرخ ارز، سیاست پولی بر بخش‌های صادرات محور تأثیر بیشتری دارد (گروئن و شوتریم^۶ ۱۹۹۴). عمده درآمد این بخش‌ها از بازارهای خارجی بدست می‌آید و بنابراین 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 کانال نرخ ارز تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند.

1. Romer and Romer (1989)
2. Bernanke and Blinder (1992)
3. Christiano et al. (1996)
4. Dedola and Lippi (2005)
5. Capital Intensity
6. Gruen and Shuetrim (1994)

7. Ganley and Salmon (1997)



مدل وارد کردند. یکی از ویژگی‌های مدل آنان این است که روابط و تعاملات میان بخشی را نیز در نظر گرفته و بنابراین برآوردهای معتبرتری از توابع عکس‌العمل آنی بدست می‌آورند. همچنین با توجه به اینکه آنها تنها با یک مدل سروکار دارند، نتایج مقایسه واکنش بخش‌ها دقیق‌تر خواهد بود. یکی از نواقص این روش آن است که وارد کردن تمام متغیرهای بخشی در یک مدل VAR باعث از دست رفتن درجه آزادی مدل شده که مخصوصاً برای داده‌های محدود، مشکل‌زا خواهد بود. اما از آن‌جا که در این تحقیق از مدل BVAR استفاده می‌شود، مشکل تعدد پارامترها حل خواهد شد. بر این اساس در ادامه تمام متغیرهای ارزش افزوده بخشی در یک مدل وارد خواهند شد.

در ایران نیز مطالعات اندکی درباره تأثیر سیاست پولی بر بخش‌های اقتصادی انجام شده است. غروی نخجوانی (۱۳۸۱: صص ۶۷-۹۳) تأثیر سیاست‌های عرضه پول بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های اصلی اقتصاد ایران را مطالعه کرده است. او نشان می‌دهد که ساختار یا تمرکز سرمایه‌گذاری‌ها در کشور دگرگون شده، به گونه‌ای که بخشی از سرمایه‌ی ملی از سوی بخش‌های کشاورزی و صنعت به سوی بخش خدمات آمده است که افزایش درآمدهای نفتی، فقر خانوارها، ساختار بیمار اقتصاد و سیاست‌های اقتصادی دولت را به عنوان دلایل اصلی این پدیده معرفی می‌کند. سپس، تأثیر سیاست‌های عرضه پول بر سرمایه‌گذاری بخش‌های اقتصادی در کشور را با روش همجمعی بررسی کرده است. این نتیجه حاصل شده که نقدینگی، تأثیر مستقیمی بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و خدمات داشته اما بر بخش کشاورزی تأثیر معنی‌داری نداشته است.

نظری و گوهریان (۱۳۸۱) ارتباط بین اشتغال ایجاد شده در بخش‌های عمده اقتصادی و متغیرهای سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. آنها برای برآورد روابط بین متغیرهای اشتغال با حجم نقدینگی، مطالبات سیستم بانکی از بخش دولتی و بخش غیردولتی ایران طی دوره ۱۳۴۵-۱۳۷۸ از روابط همجمعی استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که تغییر عرضه پول از طریق تغییر حجم نقدینگی و پرداختی به

تولید ناخالص داخلی^۱ 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 بخش ساختمان واکنش قابل توجه و بسیار سریعی از خود نشان می‌دهد در حالی که بخش خدمات واکنش ملایم‌تر و آهسته‌تری از خود نشان می‌دهد.

پس از آن، هایو و اهلنبروک^۲ (۱۹۹۹) برای اقتصاد آلمان، راداز و ریگوبون^۳ (۲۰۰۳) برای اقتصاد آمریکا، سرجو^۴ (۲۰۰۳) برای اقتصاد جامائیکا، ددولا و لیبی^۵ (۲۰۰۵) برای ۵ کشور عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD)^۶ شامل فرانسه، آلمان، ایتالیا، انگلستان و آمریکا، ابراهیم^۷ (۲۰۰۵) برای اقتصاد مالزی و کرافورد^۸ (۲۰۰۷) با استفاده از مدل‌های VAR و SVAR آثار بخشی سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. تمامی این مطالعات به مانند مطالعه گنلی و سالم (۱۹۹۷) تأیید می‌کنند که واکنش بخش‌های اقتصاد به یک سیاست پولی انبساطی متفاوت است.

سؤالی که در خصوص بررسی آثار بخشی سیاست پولی وجود دارد این است که چگونه متغیرهای بخشی به مدل اضافه شود. همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد، بعضی از مطالعات گذشته از روش VAR و بعضی از روش SVAR استفاده کرده‌اند، اما در میان آنها دو روش برای مدل‌سازی آثار بخشی سیاست پولی وجود دارد. در روش اول، که اکثر تحقیقات گذشته از آن استفاده کرده‌اند، برای هر بخش یک مدل مجزا برآورد شده است. تمام مطالعات پیشین به جز مطالعه راداز و ریگوبون (۲۰۰۳)، متغیر بخشی را به عنوان آخرین متغیر در مدل VAR یا SVAR خود وارد کرده و برای هر بخش یک مدل مجزا برآورد می‌شود.

راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) تمام متغیرهای بخشی را در یک

1. GDP deflator
2. Hayo and Uhlenbrock (1994)
3. Raddatz and Rigobon (2003)
4. Serju (2003)
5. Dedola and Lippi (2005)
6. Organization for Economic Co-operation and Development
7. Ibrahim (2005)
8. Crawford (2007)

قسمت بعد به معرفی هریک از این توابع پیشین شش‌گانه پرداخته می‌شود.

۳-۱ مدل خودبازگشت برداری بیزین

مدل خودرگرسیون برداری M متغیره از مرتبه p که با $\text{VAR}(p)$ نمایش می‌دهند را به صورت زیر در نظر بگیرید:

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن بردار $1 \times M$ بوده و m بردار ضرایب ثابت و A_1 تا A_p ماتریس $M \times M$ پارامترهایی است که باید برآورد شوند. همچنین فرض بر این است که $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ می‌باشد.

مدل بالا را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$y_t = m + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

با تعریف ماتریس x_t به صورت $x_t = (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ داریم:

$$X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_T \end{bmatrix} \quad (3)$$

با در نظر گرفتن $K = 1 + Mp$ به عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR ، ماتریس X ابعاد $T \times K$ خواهد داشت. همچنین اگر $A = (u \ A_1 \ \dots \ A_p)'$ باشد، $a = \text{vec}(A)$ می‌باشد که یک بردار $K \times 1$ بوده و تمامی ضرایب (و اجزاء ثابت) VAR را در یک بردار انباشته است. با استفاده از تمامی این تعاریف می‌توان مدل VAR را به دو صورت زیر نوشت:

$$Y = XA + E \quad (4)$$

یا

$$y = (I_M \otimes X) a + \varepsilon \quad (5)$$

به گونه ای که $\varepsilon \sim N(0, \Sigma \otimes I_T)$.

می‌توان تابع راستنمایی را از چگالی نمونه‌ای $p(y|a, \Sigma)$ به دست آورد و نشان داد که این تابع حاوی دو بخش است: یکی توزیع شرطی a به شرط Σ و دیگری توزیع Σ^{-1} که یک توزیع ویشارت^۷ است:^۸

بخش غیردولتی با تغییر اشتغال در بخش‌های تولیدی دارای رابطه مستقیم است؛ در واقع افزایش اعتبارات پرداختی به بخش غیردولتی باعث افزایش اشتغال در بخش‌های تولیدی می‌گردد و مطالبات سیستم بانکی از بخش دولتی با اشتغال کل، اشتغال بخش کشاورزی و اشتغال بخش صنعت رابطه معکوس و با اشتغال بخش خدمات رابطه مستقیم دارد.

۳-۲ مدل تحلیلی تحقیق

مدل‌های خودبازگشت برداری (VAR) دارای یک مشکل اساسی هستند. این مشکل که تعداد بیش از حد پارامتر^۱ نامیده می‌شود در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند (مانند ایران) بیشتر بروز پیدا می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را دچار انحراف می‌نماید. بنابراین باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داده و مدل‌ها را مقید نمود. روش‌های بیزین به عنوان روشی برای غلبه بر این مشکل به طور روزافزون مورد توجه و محبوبیت محققان قرار گرفته است.^۲

تمامی مدل‌های بیزین از سه جزء اساسی برخوردار هستند: تابع چگالی پیشین^۳، تابع راستنمایی^۴ و تابع چگالی پسین^۵. بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود می‌توان به نتایج مختلفی دست یافت. بنابراین انتخاب تابع پیشین مناسب در مدل‌های بیزین از اهمیت فراوانی برخوردار است. توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودبازگشت برداری بیزین به کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آنها تابع پیشین مینسوتا است که اولین بار توسط دان و همکاران (۱۹۸۴): صص ۱-۱۰۰)^۶ معرفی شد. توابع پیشین دیگری نیز در این زمینه مورد استفاده قرار گرفته‌اند. از آنجا که روش‌های بیزین نسبت به نوع تابع پیشین به کار گرفته شده حساس هستند در این مقاله از شش تابع پیشین مختلف برای برآورد مدل بهره‌جسته و در نهایت با استفاده از شاخص RMSE بهترین آنها برای محاسبه توابع عکس‌العمل آبی انتخاب شده است. در

1. Over-parameterization
2. Koop and Korobilis (2010)
3. Prior density function
4. Likelihood function
5. Posterior density function
6. Doan et al. (1984)

7. Wishart distribution

۸ برای آشنایی با این توزیع به پیوست کتاب‌هایی همچون Koop, Poirier and Tobias (2007) مراجعه شود.



استفاده کردند که به تابع پیشین لیترمن یا مینسوتا معروف است. اما به طور کلی توابع پیشین متعددی را می‌توان برای برآورد مدل استفاده نمود و نتایج به دست آمده از هر کدام را با هم مقایسه نمود. در این مقاله از شش تابع پیشین مختلف زیر استفاده شده است که برای آشنایی بیشتر با آنها می‌توان به مقاله کوپ و کروبلیس (۲۰۱۰) مراجعه کرد.

۴- تصریح مدل

هدف از این تحقیق بررسی آثار بخشی سیاست پولی است، بنابراین برای کنترل آثار سایر متغیرها می‌بایست متغیرهای کلان مؤثر بر تولیدات بخشی را وارد مدل نمود. با توجه به مطالعات پیشین (همچون گنلی و سالمن (۱۹۹۷)، هایو و اهلنبروک (۱۹۹۹)، سرجو (۲۰۰۳)، ددولا و لپی (۲۰۰۵) ابراهیم (۲۰۰۵) و کرافورد (۲۰۰۷)) متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی - به عنوان شاخص قیمت - و نرخ ارز به عنوان متغیرهای کلان در مدل این تحقیق وارد شده است. از سوی دیگر با توجه به وابستگی بودجه دولت و کل اقتصاد به بخش نفت، درآمد نفت که یکی از متغیرهای تأثیرگذار اقتصاد کلان ایران است به مدل اضافه شده است. البته از آنجا که درآمدهای نفتی به میزان تولید و قیمت جهانی نفت خام بستگی دارد و میزان تولید طی سال‌های مختلف تقریباً ثابت بوده است، می‌توان گفت این متغیر به صورت برون زا تعیین شده و سایر متغیرهای اقتصاد کلان کشور در تعیین آن نقش به سزایی ندارد. از این رو این متغیر به صورت برون زا وارد مدل شده است.

عرضه پول اسمی نیز 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 و بانکی مدت دار، نسبت ذخیره آزاد بانک‌ها به مجموع سپرده‌های دیداری و مدت دار بانکی و نسبت ذخیره قانونی که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، بستگی دارد. با توجه به اینکه بانک مرکزی به ندرت از سیاست تغییر نرخ ذخیره قانونی استفاده می‌کند بنابراین از طریق تغییر پایه پولی است که بر عرضه پول اعمال مدیریت می‌کند. بر این اساس

$$a|\Sigma, y \sim N(\hat{a}, \Sigma \otimes (X'X)^{-1}) \quad (۶)$$

$$\Sigma^{-1}|y \sim W(S^{-1}, T - K - M - 1) \quad (۷)$$

در اینجا $\hat{A} = (X'X)^{-1}X'Y$ (برآورد OLS از A)، $\hat{a} = \text{vec}(\hat{A})$ و $S = (Y - X\hat{A})'(Y - X\hat{A})$ است.

این سیستم شامل MK پارامتر می‌باشد. بنابراین تعداد ضرایب در مدل خودبازگشت برداری بسیار بیشتر از تعداد مشاهدات خواهد بود. بنابراین دور از انتظار نیست که پارامترهای برآورد شده در مدل‌های نامقید خودبازگشت برداری غیر دقیق بوده و نزدیک به صفر باشند.

به طور کلی برای رفع این مشکل دو روش وجود دارد: یکی استفاده از مدل‌های ساختاری (SVAR) و دیگری استفاده از مدل‌های (BVAR). در هر دو روش تعداد ضرایب مدل توسط پژوهشگر کاسته می‌شود با این تفاوت که در مدل‌های ساختاری پژوهشگر مقدار بعضی از ضرایب را صفر در نظر می‌گیرد در حالی که در مدل‌های بی‌زین، پژوهشگر به جای حذف ضرایب برای هر ضریبی یک توزیع احتمال در نظر می‌گیرد و به صورت احتمالی و با در نظر گرفتن مقدار مشخصی از واریانس برای هر ضریب، میانگین آن را صفر در نظر می‌گیرد. به عنوان مثال پژوهشگر برای ضریب α توزیع احتمالی با میانگین صفر و واریانس σ^2 در نظر می‌گیرد به گونه‌ای که هرچه مقدار این واریانس کمتر باشد نشان‌دهنده آن است که پژوهشگر نسبت به صفر بودن ضریب α اطمینان بیشتری دارد.

روش‌های بی‌زین تابع راستنمایی و پیشین را ترکیب کرده و به تابع پسین می‌رسند. به راحتی می‌توان نشان داد^۱ که حتی اگر پارامترها در تابع راستنمایی به درستی تعیین نشده باشند، استفاده از تابع پیشین مناسب می‌تواند ما را به تابع چگالی پسین معتبری رسانده و در نتیجه استنباط بی‌زین را ممکن سازد.^۲

اولین بار رویکرد بی‌زین در مدل‌های خودبازگشت برداری توسط دان، لیترمن و سیمز (۱۹۸۶) به کار گرفته شد. آنها از تابع پیشین خاصی برای برآورد مدل خودبازگشت برداری

۱. به (Poirier (1998) مراجعه نمایید.

2. Koop (2010)

را در سیستم وارد کرد. استدلال آنها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترها است. در واقع استدلال اصلی آنها این است که با تفاضل گیری، اطلاعاتی را که نشان دهنده وجود روابط همجمعی میان متغیرهاست را از دست خواهیم داد. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روند زدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست.

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

| متغیرها (سطح) | آماره آزمون | احتمال | متغیرها (تفاضل مرتبه اول) | آماره آزمون | احتمال |
|---------------|-------------|--------|---------------------------|-------------|--------|
| OIL | -1.498726 | 0.5285 | D(OIL) | -9.11194 | 0.0000 |
| e | -1.82317 | 0.3667 | D(e) | -8.73096 | 0.0000 |
| P | -2.416703 | 0.1409 | D(P) | -7.906438 | 0.0000 |
| M | 0.171085 | 0.9686 | D(M) | -3.44324 | 0.0127 |
| AGR | -0.96042 | 0.7629 | D(AGR) | -141.605 | 0.0001 |
| SER | 1.229146 | 0.9981 | D(SER) | -14.0399 | 0.0001 |
| IND | 0.898308 | 0.9950 | D(IND) | -4.31892 | 0.0009 |

منبع: محاسبات تحقیق

در صورتی که میان متغیرها رابطه همجمعی وجود داشته باشد، می‌بایست از چارچوب VECM استفاده نمود. اما از آنجا که مدل VECM را با تغییر و تبدیل پارامترها می‌توان به شکل یک مدل VAR معادل نوشت، چنانچه رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل وجود داشته باشد، می‌توان یک مدل VAR با متغیرهای ناپایا را برآورد و به نتایج معتبری رسید (سلوور و راند، ۱۹۹۶: صص ۵۶۹-۶۰۲).

برای بررسی وجود رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل از آزمون یوهانسن - جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج این آزمون که در جدول (۲) آمده است، نشان می‌دهد هم بر اساس آماره λ_{trace} و هم بر اساس آماره λ_{max} دو رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد.

برای تعیین طول وقفه بهینه مدل، می‌توان مدل را به ازای وقفه‌های مختلف برآورد و بر اساس معیارهای اطلاعاتی وقفه بهینه مدل را تعیین کرد. مقادیر معیارهای اطلاعاتی در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس آنچه در این جدول نشان داده است، طول وقفه بهینه مدل، ۶ می‌باشد.

انتخاب پایه پولی نسبت به حجم پول به عنوان شاخص سیاست پولی ارجحیت دارد، چرا که بخشی از تغییرات عرضه پول که ناشی از تغییرات ضریب فزاینده پولی است، توسط بانک مرکزی اعمال نشده است. به عنوان نمونه نظری و گوهریان (۱۳۸۱) و نوفرستی (۱۳۸۴: صص ۱-۲۹) 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 مطالعه از متغیر پایه پولی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده می‌کنیم (حسینی دولت‌آبادی، ۱۳۸۹).

در این تحقیق تمامی داده‌ها از بانک داده‌های 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 امریکا 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 به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. این متغیرها عبارتند از: لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی (AGR)، لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش صنعت (IND)، لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش خدمات (SER)، لگاریتم شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی (P)، لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی (e)، لگاریتم درآمد نفت (OIL) و لگاریتم پایه پولی (M).

در این تحقیق برای بررسی پایایی متغیرهای مدل از آزمون ADF^۱ استفاده می‌شود. نتایج این آزمون که در جدول (۱) آمده، بیانگر آن است که تمام متغیرهای مدل I(1) است. معمولاً به دلیل وجود مسئله رگرسیون کاذب^۲ در شرایطی که متغیرها پایا نیستند، ابتدا با تفاضل گیری متغیرها را پایا کرده و سپس در مدل وارد می‌شوند.

سیمز (۱۹۸۰) و سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آنها

3. Vector Error Correction Model
4. Selover and Round (1996)

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Spurious regressions



جدول (۲): نتایج آزمون همجمعی

| آزمون حداکثر مقادیر ویژه | | | آزمون اثر | | |
|--------------------------|--------------------------------|--------------------------|-----------|----------------------------------|--------------------------|
| احتمال | مقدار آماره λ_{max} | تعداد بردارهای همجمعی | احتمال | مقدار آماره λ_{trace} | تعداد بردارهای همجمعی |
| 0 | 225.3959 | None * | 0 | 346.0212 | None * |
| 0.0005 | 55.0412 | At most 1 * | 0.0004 | 120.6252 | At most 1 * |
| 0.1072 | 30.96021 | At most 2 | 0.1039 | 65.58405 | At most 2 |
| 0.5798 | 17.00243 | At most 3 | 0.468 | 34.62384 | At most 3 |
| 0.833 | 8.992641 | At most 4 | 0.5941 | 17.62141 | At most 4 |
| 0.3625 | 8.16138 | At most 5 | 0.4008 | 8.628768 | At most 5 |
| 0.4942 | 0.467388 | At most 6 | 0.4942 | 0.467388 | At most 6 |

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۳): تعیین وقفه بهینه مدل

| HQ | SC | AIC | FPE | LR | LogL | Lag |
|------------|------------|------------|-----------|-----------|----------|-----|
| 0.211415 | 0.349363 | 0.120885 | 2.66e-09 | NA | 2.889921 | 0 |
| -9.663840 | -8.560252 | -10.38808 | 7.32e-14 | 717.0086 | 409.1948 | 1 |
| -12.02822 | -9.958998 | -13.38618 | 3.82e-15 | 235.2815 | 560.1301 | 2 |
| -13.25829 | -10.22342* | -15.24996 | 6.65e-16 | 152.0279 | 672.4985 | 3 |
| -12.93583 | -8.935329 | -15.56121 | 6.19e-16 | 68.34487 | 732.0812 | 4 |
| -13.23482 | -8.268675 | -16.49391 | 3.75e-16 | 75.96398 | 812.7929 | 5 |
| -13.97051* | -8.038730 | -17.86332* | 2.00e-16* | 70.26455* | 908.3527 | 6 |

* نشان دهنده وقفه بهینه مدل می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

متغیر مجازی شکست ساختاری در عرض از مبدأ مربوط به سال‌های جنگ تحمیلی می‌باشد.

از آن‌جا که تابع پیشین $SSVS$ با استفاده از متغیر مجازی γ به نوعی میانگین‌گیری بیزین مدل‌های مقید ممکن (BMA) می‌پردازد، در مورد تعیین تعداد وقفه مدل نگرانی وجود ندارد. به عبارت دیگر، اگر وقفه‌های بالاتر در توضیح دهندگی مدل تأثیر به‌سزایی نداشته باشند، به‌طور خودکار احتمال پسین شمولیت آنها در مدل پایین بوده و وزن آنها در میانگین‌گیری مدل‌های مختلف کم خواهد بود.

یکی از مزیت‌های روش‌های بیزین این است که می‌توان بدون نگرانی در مورد کم شدن درجه آزادی، متغیرهای مدل را افزایش داد. بنابراین در این مقاله تنها یک مدل که شامل تمامی متغیرهای بخشی می‌باشد برآورد شده و آثار میان‌بخشی نیز در برآورد اثر شوک پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد لحاظ خواهند شد.

در نهایت با توجه به معادله (۱) مدل VAR زیر که دارای شش وقفه است، جهت بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران انتخاب شده است:

(۸)

$$\begin{pmatrix} Agr_t \\ Ind_t \\ Ser_t \\ P_t \\ e_t \\ M_t \end{pmatrix}' = z_t' C + \sum_{j=1}^6 \begin{pmatrix} Agr_{t-j} \\ Ind_{t-j} \\ Ser_{t-j} \\ P_{t-j} \\ e_{t-j} \\ M_{t-j} \end{pmatrix}' A_j + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{Agr} \\ \varepsilon_t^{Ind} \\ \varepsilon_t^{Ser} \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^e \\ \varepsilon_t^M \end{pmatrix}$$

لازم به توضیح است که بردار

$z_t' = (1 \quad oil_{t-1} \quad S_1 \quad S_2 \quad S_3 \quad D)$ علاوه بر جزء عرض از مبدأ حاوی متغیر برونزای oil_{t-1} و متغیرهای مجازی می‌باشد. به‌گونه‌ای که متغیرهای S_1 ، S_2 و S_3 متغیرهای مجازی مربوط به فصول بهار، تابستان و پاییز بوده و به منظور تعدیل فصلی وارد مدل شده‌اند و متغیر D

۵- نتایج برآورد مدل

جدول (۴): پیش‌بینی یک دوره جلوتر متغیرهای مدل (مقادیر داخل پراتز انحراف معیار هستند)

| تابع پیشین مورد استفاده | Agr T+1 | Ind T+1 | Ser T+1 | P T+1 | e T+1 | M T+1 |
|----------------------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|
| OLS | ۹.۶۷ (۰.۱۹) | ۱۰.۵۹ (۰.۱۱) | ۱۱.۱۵ (۰.۰۶) | ۶.۵۴ (۰.۰۹) | ۹.۰۷ (۰.۱۳) | ۱۲.۸۶ (۰.۰۹) |
| Minnesota | ۹.۶۸ (۰.۱۵) | ۱۰.۵۷ (۰.۰۹) | ۱۱.۱۵ (۰.۰۶) | ۶.۵۷ (۰.۰۹) | ۹.۰۹ (۰.۱۲) | ۱۲.۸۶ (۰.۱۰) |
| Natural Conjugate | ۹.۶۵ (۰.۲۲) | ۱۰.۵۴ (۰.۲۲) | ۱۱.۱۶ (۰.۲۲) | ۶.۶۰ (۰.۲۴) | ۹.۱۱ (۰.۲۳) | ۱۲.۸۵ (۰.۲۳) |
| Independe nt Wishart | ۹.۶۵ (۰.۲۲) | ۱۰.۵۶ (۰.۲۱) | ۱۱.۱۵ (۰.۲۰) | ۶.۵۷ (۰.۲۲) | ۹.۱۳ (۰.۲۳) | ۱۲.۸۶ (۰.۲۲) |
| -SSVS Wishart | ۹.۶۷ (۰.۱۸) | ۱۰.۴۹ (۰.۱۸) | ۱۱.۱۴ (۰.۱۴) | ۶.۶۳ (۰.۲۰) | ۹.۱۴ (۰.۲۲) | ۱۲.۸۷ (۰.۱۹) |
| -SSVS Full | ۹.۶۸ (۰.۰۹) | ۱۰.۵۱ (۰.۰۸) | ۱۱.۱۳ (۰.۰۵) | ۶.۶۱ (۰.۰۸) | ۹.۱۶ (۰.۱۲) | ۱۲.۸۶ (۰.۰۸) |
| مقدار واقعی | ۱۰.۳۰ | ۱۰.۵۰ | ۱۱.۱۹ | ۶.۵۸ | ۹.۱۶ | ۱۲.۹۶ |

منبع: محاسبات تحقیق

در رابطه (۹) با در نظر گرفتن $\tau_0 = 1377q2$ و افق پیش‌بینی متفاوت از $h = 1$ تا $h = 4$ ، پیش‌بینی هر یک از مدل‌های فوق با هم مقایسه می‌شود. در جدول شماره ۵ شاخص RMSE برای مدل‌های مختلف و افق‌های پیش‌بینی مذکور نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل BVAR با استفاده از تابع پیشین SSVS-Wishart پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌کنند. نکته قابل توجه آن است که مدل VAR با تابع پیشین پراکنده (OLS) دارای پایین‌ترین دقت است. بنابراین در عمل نیز مشخص شد که برآورد مدل VAR از روش اقتصادسنجی کلاسیک و استفاده از روش OLS برای برآورد آن به خاطر مشکل پارامتر بیش از حد، نتایج بسیار ضعیف‌تری را به دنبال دارد. اما استفاده از روش BVAR با تابع پیشین SSVS به خاطر منقبض شدن مدل و میل ضرایب نامربوط مدل به سمت صفر، نتایج بهتری را در پی خواهد داشت. بنابراین برای بررسی اثر شوک‌های وارده بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران از روش BVAR با تابع پیشین SSVS-Wishart استفاده خواهد شد.

مدل مذکور با استفاده از برنامه نوشته شده توسط نویسندگان مسئول این مقاله در محیط MATLAB برآورد شده است.^۱ در این قسمت نتایج به دست آمده از آن به تفصیل مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین برای برآورد پارامترها از ۶ تابع پیشین ذکر شده در قسمت قبل استفاده شده است. در ادامه نتیجه به کارگیری هر یک از توابع پیشین فوق و مزیت‌ها و نقاط ضعف هر کدام تشریح می‌شود.

۱-۵ انتخاب تابع پیشین مناسب

از آن‌جا که مدل‌های VAR دارای پارامترهای فراوانی هستند، بررسی پارامترهای برآورد شده کمتر مورد توجه محققان قرار می‌گیرد. یکی از روش‌های مقایسه کارایی مدل‌های مختلف و میزان نیکویی برازش آنها در ادبیات اقتصادسنجی بیزین بررسی میزان دقت پیش‌بینی آنها می‌باشد. برای بررسی دقیق‌تر این مسئله پیش‌بینی هر یک از مدل‌های شش‌گانه فوق‌الذکر برای یک دوره جلوتر با استفاده از داده‌های دوره آتی در جدول بررسی شده است.

همان‌طور که در جدول (۴) نشان داده شده است، پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین SSVS-FULL در مورد مقدار آتی هر یک از متغیرهای درونزای مدل نسبتاً دقیق‌تر است. این در حالی است که پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین توأمان طبیعی و مستقل ویشارت، از دقت پایین‌تری برخوردار بوده‌اند. همچنین با توجه به پایین‌تر بودن میزان انحراف معیار پیش‌بینی‌های روش SSVS-FULL می‌توان این مسئله را نشان از دقت بیشتر پیش‌بینی با استفاده از این روش دانست.

برای بررسی دقیق‌تر میزان دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف از شاخص‌هایی همچون RMSE استفاده می‌شود. این شاخص به صورت زیر قابل تعریف است:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h} [y_{i,\tau+h}^0 - E(y_{i,\tau+h} | Data_{\tau})]^2}{T-h-\tau_0+1}} \quad (9)$$

۱. شایان ذکر است برای نوشتن برنامه مذکور از برنامه مشابه نوشته شده توسط کوپ و کورویلیس کمک گرفته شده است.



جدول (۶): احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل BVAR با تابع پیشین

| SSVS-Full | | | | | | |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------------|
| M | e | P | Ser | Ind | Agr | |
| 1 | 0.087 | 0.307 | 0.293 | 0.161 | 0.029 | intercept |
| 1 | 0.037 | 0.035 | 0.04 | 0.038 | 0.039 | oil _{t-1} |
| 0.042 | 0.022 | 0.055 | 0.035 | 0.02 | 0.04 | agr _{t-1} |
| 1 | 0.251 | 0.027 | 0.109 | 1 | 0.031 | ind _{t-1} |
| 0.06 | 0.061 | 0.041 | 0.064 | 0.045 | 0.033 | ser _{t-1} |
| 0.082 | 0.032 | 1 | 0.08 | 0.042 | 0.052 | p _{t-1} |
| 0.059 | 1 | 0.107 | 0.038 | 0.1 | 0.033 | e _{t-1} |
| 1 | 0.031 | 0.058 | 0.222 | 0.025 | 0.024 | m _{t-1} |
| 0.032 | 0.127 | 0.021 | 0.03 | 0.021 | 0.033 | agr _{t-2} |
| 0.067 | 0.135 | 0.067 | 0.111 | 0.115 | 0.05 | ind _{t-2} |
| 0.12 | 0.069 | 0.282 | 0.3 | 0.518 | 0.032 | ser _{t-2} |
| 0.651 | 0.034 | 0.06 | 0.028 | 0.015 | 0.022 | p _{t-2} |
| 0.196 | 0.126 | 0.081 | 0.049 | 0.042 | 0.04 | e _{t-2} |
| 0.181 | 0.102 | 0.032 | 0.067 | 0.033 | 0.019 | m _{t-2} |
| 1 | 0.022 | 0.036 | 0.029 | 0.03 | 0.017 | agr _{t-3} |
| 0.053 | 0.061 | 0.119 | 0.053 | 0.059 | 0.114 | ind _{t-3} |
| 0.055 | 0.205 | 0.074 | 0.05 | 0.034 | 0.035 | ser _{t-3} |
| 0.998 | 0.031 | 0.047 | 0.032 | 0.03 | 0.009 | p _{t-3} |
| 0.24 | 0.088 | 0.059 | 0.104 | 0.05 | 0.031 | e _{t-3} |
| 0.046 | 0.028 | 0.101 | 0.064 | 0.037 | 0.066 | m _{t-3} |
| 0.025 | 0.043 | 0.042 | 0.138 | 0.081 | 1 | agr _{t-4} |
| 0.143 | 0.223 | 0.075 | 0.057 | 0.96 | 0.07 | ind _{t-4} |
| 0.924 | 0.048 | 0.403 | 0.69 | 0.066 | 0.046 | ser _{t-4} |
| 0.15 | 0.032 | 0.049 | 0.135 | 0.021 | 0.019 | p _{t-4} |
| 0.302 | 0.133 | 0.064 | 0.089 | 0.038 | 0.032 | e _{t-4} |
| 0.067 | 0.042 | 0.068 | 0.031 | 0.034 | 0.039 | m _{t-4} |
| 0.051 | 0.021 | 0.027 | 0.033 | 0.037 | 0.033 | agr _{t-5} |
| 0.109 | 0.426 | 0.075 | 0.068 | 1 | 0.053 | ind _{t-5} |
| 0.074 | 0.052 | 0.073 | 0.109 | 0.056 | 0.047 | ser _{t-5} |
| 0.031 | 0.051 | 0.037 | 0.066 | 0.014 | 0.04 | p _{t-5} |
| 0.093 | 0.164 | 0.048 | 0.093 | 0.066 | 0.033 | e _{t-5} |
| 0.044 | 0.038 | 0.051 | 0.08 | 0.037 | 0.018 | m _{t-5} |
| 0.027 | 0.024 | 0.027 | 0.022 | 0.026 | 0.022 | agr _{t-6} |
| 0.944 | 0.488 | 0.082 | 0.038 | 0.157 | 0.055 | ind _{t-6} |
| 0.042 | 0.055 | 0.093 | 0.137 | 0.036 | 0.028 | ser _{t-6} |
| 0.047 | 0.077 | 0.061 | 0.158 | 0.036 | 0.042 | p _{t-6} |
| 0.066 | 0.103 | 0.122 | 0.054 | 0.047 | 0.049 | e _{t-6} |
| 0.102 | 0.062 | 0.029 | 0.213 | 0.056 | 0.036 | m _{t-6} |

منبع: محاسبات تحقیق

از جدول (۶) به خوبی چگونگی انقباض مدل و دقت برآورد آن توسط تابع پیشین SSVS مشخص می‌شود. این تابع با در نظر گرفتن احتمال شمولیت هر یک از متغیرهای مدل به عنوان وزن آنها در مدل اقدام به انقباض مدل می‌نماید. همان‌طور که مشاهده می‌شود از ۲۲۸ ضریب موجود در مدل تنها ۱۷ ضریب از اهمیت بالایی برخوردار بوده (که با رنگ

جدول (۵): شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف

| شاخص | متوسط ۱ تا ۴ دوره | دوره ۴ جلوتر | دوره ۳ جلوتر | دوره ۲ جلوتر | دوره ۱ جلوتر | نوع تابع پیشین |
|------|-------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------------|
| 1.00 | 0.38 | 0.40 | 0.39 | 0.45 | 0.30 | OLS |
| 0.73 | 0.28 | 0.15 | 0.32 | 0.36 | 0.28 | Minesota |
| 0.79 | 0.30 | 0.18 | 0.37 | 0.38 | 0.29 | Natural conjugate |
| 0.77 | 0.29 | 0.18 | 0.37 | 0.34 | 0.29 | Independent wishart |
| 0.64 | 0.24 | 0.10 | 0.31 | 0.28 | 0.28 | SSVS-Wishart |
| 0.68 | 0.26 | 0.12 | 0.31 | 0.31 | 0.29 | SSVS-Full |

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه روش SSVS-Full نسبتاً از پیش‌بینی‌های بهتری برخوردار بوده و دارای شاخص RMSE پایین‌تری می‌باشد، از این روش برای تخمین توابع IRF استفاده شده است. لازم به ذکر است دلیل عدم انتخاب روش SSVS-Wishart پایین بودن میزان دقت پیش‌بینی‌های آن (یا بالا بودن انحراف معیار) بوده است که در جدول ۴ نشان داده شد. به عبارت دیگر هرچند پیش‌بینی صورت گرفته با این روش به مقدار واقعی نزدیک‌تر بوده است، اما انحراف معیار این پیش‌بینی که نشان از دقت آن دارد نسبت به روش SSVS-Full بیشتر بوده است.

۲-۵ احتمال شمولیت پسین

تابع پیشین SSVS این امکان را فراهم می‌نماید که احتمال تابع $Pr(\gamma_j = 1 | y)$ برای هر یک از ضرایب مدل VAR محاسبه شود. این احتمالات پسین مربوط به داخل کردن هر یک از ضرایب مدل می‌تواند برای میانگین‌گیری مدل‌ها و یا به عنوان یک معیار غیر رسمی برای انتخاب متغیرهای مدل و ساخت یک مدل جدید و مقید مبتنی بر آنها مورد استفاده قرار گیرد. جدول ۶ برای هر یک از ضرایب مدل به کار گرفته شده در این مقاله، احتمال پسین شمولیت^۱ را نمایش داده است.

1. Posterior inclusion probabilities

نموده و دقت برآورد را بالا می‌برند. این مسئله به خوبی در نمودار شماره (۲) که با روش بیزین و با استفاده از تابع پیشین SSVS محاسبه شده، قابل مشاهده است.

بنابراین طبق نمودار (۲) عکس‌العمل بخش کشاورزی به شوک سیاست پولی در کل بازه مورد بررسی بی‌معنا می‌باشد. در حالی که عکس‌العمل بخش صنعت به سیاست پولی بین دوره‌های ۷ الی ۲۵ معنادار و مثبت بوده است. واکنش بخش خدمات نیز از دوره ۱ الی ۲۸ معنادار و مثبت بوده است و بعد از آن بی‌معنا شده است. که این مسئله بیانگر حساسیت سریع و بدون وقفه بخش خدمات به سیاست پولی بوده و وجود یک نوع اینرسی در بخش صنعت را نیز نشان می‌دهد.

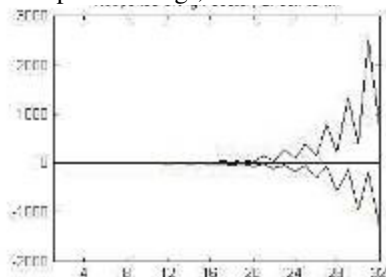
لازم به ذکر است بر اساس محاسبات انجام شده اگر نوار اطمینان مذکور، تنها ۴ درصد محدودتر در نظر گرفته شود (و صدک‌های ۰/۱۲ و ۰/۸۸ نمایش داده شود)، واکنش دو بخش صنعت و خدمات در کل دوره مورد بررسی مثبت و معنادار خواهد بود، که در اینجا به منظور خلاصه‌گویی از نمایش مجدد نمودار مربوطه صرف نظر شده است.

خاکستری مشخص شده‌اند) و احتمال شمولیت آنها بیشتر از ۵۰ درصد می‌باشد. این نکته شایان ذکر است که می‌توان از تابع پیشین SSVS به عنوان روشی برای انتخاب تعداد وقفه‌های بهینه مدل و یا انتخاب متغیرهای مدل مقید استفاده نمود (کوپ و کورویلیس ۲۰۱۰). به عنوان مثال در جدول بالا به خوبی مشخص است که در وقفه‌های پنجم و ششم تنها دو ضریب از اهمیت بالایی برخوردار هستند. اما در این مقاله از روش BMA استفاده شده است.

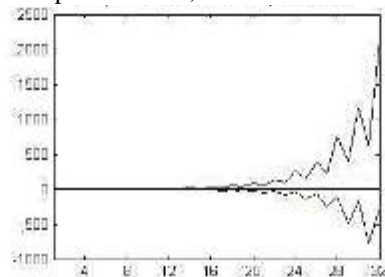
۳-۵ توابع عکس‌العمل

همان‌طور که در نمودار شماره (۱) مشاهده می‌شود توابع عکس‌العمل آنی به دست آمده از روش OLS (یا همان روش VAR معمولی و نامقید) به دلیل وجود مشکل پارامتر بیش از حد، فوق‌العاده کم دقت و همراه با واریانس بالا است چرا که وجود پارامترهای زیاد در مدل VAR درجه آزادی مدل را به شدت کاهش داده و باعث پایین آمدن دقت ضرایب برآورد شده و در نهایت توابع عکس‌العمل آنی می‌شود. اما روش‌های بیزین با منقبض نمودن مدل این مشکل را به خوبی برطرف

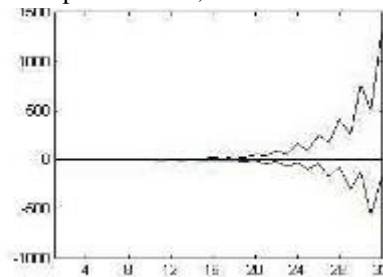
Response of Agr, Shock to M



Response of Ind, Shock to M

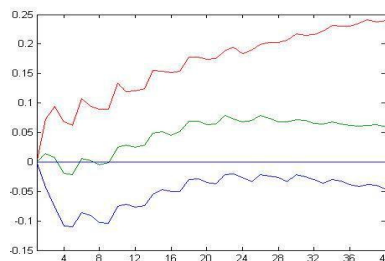


Response of Ser, Shock to M

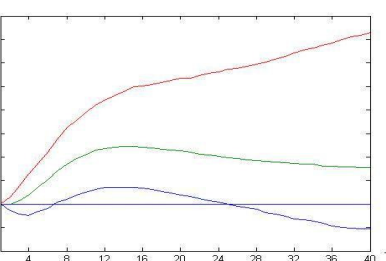


نمودار (۱): توابع عکس‌العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به یک واحد شوک سیاست پولی (با استفاده از روش VAR)

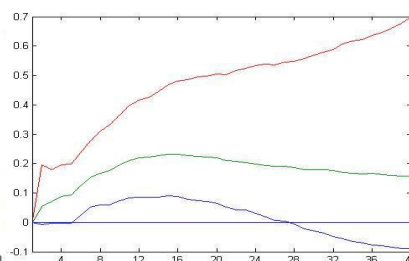
Response of Agr, Shock to M



Response of Ind, Shock to M



Response of Ser, Shock to M



نمودار (۲): توابع عکس‌العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به شوک سیاست پولی (با استفاده از روش بیزین و تابع پیشین SSVS)



تأثیر را از یک شوک سیاست پولی می‌پذیرد. بخش صنعت اگر چه از حیث بیشترین میزان واکنش تفاوت بسیار اندکی با بخش خدمات دارد، اما میانگین واکنش‌های آن در ۱۲ دوره اول تفاوت قابل توجهی با بخش خدمات دارد.

جدول (۷): واکنش بخش‌های تولیدی به یک شوک سیاست پولی

انبساطی (برحسب انحراف معیار)

| میانگین واکنش‌ها در ۱۲ دوره اول | دوره‌ی بیشترین میزان واکنش | بیشترین میزان واکنش | میزان واکنش دوره اول | |
|---------------------------------|----------------------------|---------------------|----------------------|-------------|
| ۰.۰۰۳۹ | ۲۲ | ۰.۰۶۸۷ | ۰ | بخش کشاورزی |
| ۰.۱۱۹۱ | ۱۴ | ۰.۲۴۰۹ | ۰ | بخش صنعت |
| ۰.۱۴۵۴ | ۱۵ | ۰.۲۵۰۰ | ۰ | بخش خدمات |

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۴ تحلیل تجزیه واریانس

در جدول (۸) تحلیل تجزیه واریانس متغیرهای مدل بعد از ۳۰ دوره ارائه شده است. هر یک از ردیف‌های این جدول بیانگر میزان تأثیرپذیری متغیر مربوط به آن ردیف نسبت به سایر متغیرهای مدل است. به عنوان مثال عدد ۳۳/۶ (ردیف سوم و ستون دوم) نشان می‌دهد که در دوره ۳۰ ام، ۳۳/۶ درصد از تغییرات متغیر SER توسط متغیر IND توضیح داده می‌شود. با این توضیحات به روشنی می‌توان میزان اهمیت متغیر M (پایه پولی) بر متغیرهای بخشی را مشاهده نمود. همان‌طور که در ستون آخر جدول زیر مشاهده می‌نمایید متغیر M که در این مقاله شاخصی از سیاست پولی در نظر گرفته شده است تنها ۱/۸ درصد از تغییرات متغیر AGR را توضیح می‌دهد. در حالی که به ترتیب ۱۶/۱ و ۲۱/۵ درصد از تغییرات متغیرهای IND و SER در دوره ۳۰ ام توسط متغیر M توضیح داده می‌شود. بنابراین بار دیگر این نتیجه حاصل شد که سیاست پولی در ایران در بخش‌های خدمات و صنعت تأثیر بیشتری داشته اما در بخش کشاورزی تأثیر چندانی نداشته است، که می‌تواند نشان دهنده عدم اختصاص تسهیلات بانکی مناسب به این بخش باشد.

بنابراین طبق مباحث مطرح شده در بالا، بر اساس مجموعه نمودارهای ۲، واکنش بخش‌های خدمات، صنعت و کشاورزی به یک شوک سیاست پولی متفاوت است که البته با وجود تفاوت‌های هر بخش، قابل انتظار می‌باشد. واکنش بخش کشاورزی بی‌معنا و در مقایسه با واکنش دو بخش دیگر قابل چشم‌پوشی است. بر این اساس می‌توان گفت در اقتصاد ایران کانال‌های انتقال سیاست پولی در بخش کشاورزی بسیار ضعیف است و بنابراین شوک‌های پولی تأثیر قابل توجهی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ندارند. در مقابل بخش‌های خدمات و صنعت، براساس یافته‌های تحقیق واکنش‌های تقریباً مشابهی به یک شوک سیاست پولی خواهند داشت. توابع عکس‌العمل آنی این دو بخش اصطلاحاً زنگوله‌ای شکل^۱ هستند، یعنی در دوره‌های ابتدایی افزایشی است و پس از رسیدن به حداکثر مقدار خود، میرا می‌شود. این نوع واکنش‌ها با نتایج تحقیقات تجربی که در آمریکا و سایر کشورهای OECD در خصوص تأثیر شوک‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد انجام شده است، سازگار است. دلالت این نحوه واکنش آن است که شوک پولی در کوتاه‌مدت آثار حقیقی دارد و در بلندمدت خنثی خواهد بود (والش^۲، ۲۰۱۰: ۱۹۵-۱۹۶). بر این اساس می‌توان گفت که شوک‌های پولی بر تولید حقیقی بخش صنعت و خدمات در کوتاه‌مدت مؤثر است و نشان از این دارد که در این دو بخش برخی از کانال‌های انتقال سیاست پولی تأثیرگذار هستند. البته برای اینکه بتوان دقیقاً این کانال‌ها و میزان تأثیر آنها را مشخص کرد، می‌بایست مطالعات کمی دیگری انجام شود.

برای مقایسه عکس‌العمل بخش‌ها، مناسب است که از اطلاعاتی که در جدول ۷ نشان داده شده است، استفاده کنیم. در دوره اول یعنی دوره اعمال شوک، هیچ یک از بخش‌ها واکنشی نشان نمی‌دهند. بیشترین میزان واکنش مربوط به بخش خدمات است که ۱۵ دوره پس از اعمال شوک صورت گرفته است. میانگین واکنش‌های بخش خدمات در ۱۲ دوره اول، نیز از دو بخش دیگر بیشتر است. بر این اساس می‌توان گفت که در میان بخش‌های اصلی اقتصاد ایران، بخش خدمات، بیشترین

1. Hump shaped
2. Walsh (2010)

نتایج آن به حجم نمونه است. به همین دلیل برای آزمون ثبات نتایج در اینجا حجم نمونه را به دو صورت تغییر داده و نتایج با نتایج مدل اصلی مقایسه شده است. در حالت اول، ابتدا و انتهای مشاهدات به میزان ۵ مشاهده و در حالت دوم از وسط مشاهدات (مشاهده ۴۰ تا ۵۰) ۱۰ مشاهده حذف شده است. همان‌طور که در نمودارهای ۳ و ۴ مشاهده می‌شود نتایج مدل تأثیر معنی‌داری پیدا نکرده و ترتیب اثربخشی سیاست پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد تغییر نیافته است. البته تأثیر سیاست پولی بر بخش کشاورزی همچنان نوسانی و بی‌معنا است.

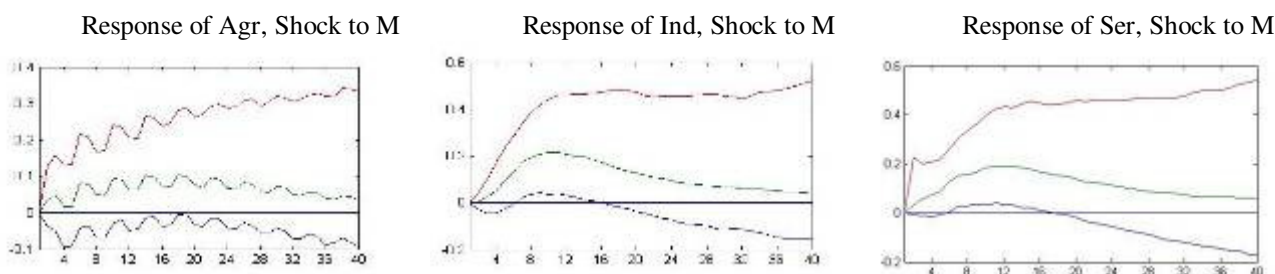
جدول (۸): تحلیل تجزیه واریانس متغیرهای مدل در دوره ۳۰ ام

| | AGR | IND | SER | P | e | M |
|-----|------|------|------|------|------|------|
| AGR | ۸۹.۷ | ۵.۷ | ۱.۰ | ۱.۳ | ۰.۵ | ۱.۸ |
| IND | ۰.۰ | ۶۲.۴ | ۲.۸ | ۸.۲ | ۱۰.۶ | ۱۶.۱ |
| SER | ۰.۱ | ۳۳.۶ | ۲۵.۵ | ۹.۵ | ۹.۹ | ۲۱.۵ |
| P | ۰.۱ | ۱۰.۵ | ۱.۴ | ۸۵.۲ | ۱.۷ | ۱.۱ |
| e | ۰.۰ | ۲۲.۹ | ۰.۲ | ۴.۰ | ۶۷.۳ | ۵.۵ |
| M | ۰.۱ | ۱۵.۵ | ۱.۳ | ۳۹.۹ | ۳.۸ | ۳۹.۴ |

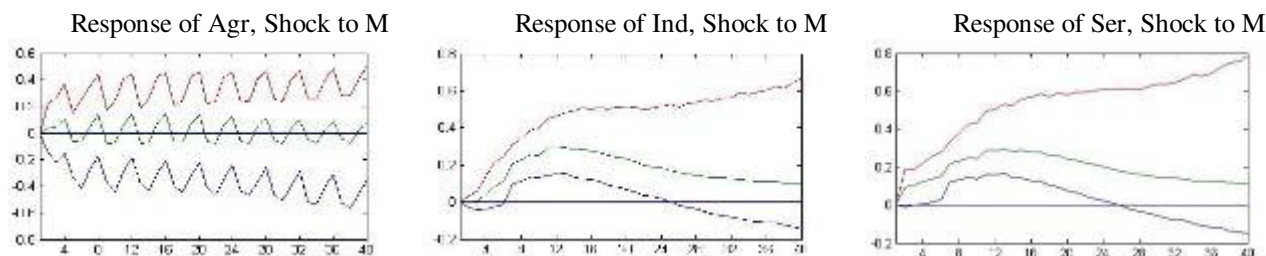
منبع: محاسبات تحقیق

آزمون دقت نتایج^۱

به طور کلی یکی از ضعف‌های مدل‌های VAR حساسیت



نمودار (۳): توابع عکس‌العمل آنی در حالت حذف داده‌های ابتدایی و انتهایی (با استفاده از روش SSVS-Full)



نمودار (۴): توابع عکس‌العمل آنی در حالت حذف داده‌های میانی (با استفاده از روش SSVS-FULL)

با وجود توزیع جغرافیایی نامتوازن بخش‌ها، سطح برخورداری مناطق نیز تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

در این مقاله، آثار بخشی شوک‌های پولی با کمک داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ الی ۱۳۸۹ ایران و با استفاده از مدل BVAR و براساس رویکرد راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) بررسی شد. بر اساس معیار بیشترین میزان واکنش و نیز معیار میانگین واکنش‌های ۱۲ دوره اول به یک شوک پولی، بخش‌های خدمات و صنعت نسبت به بخش کشاورزی در مرتبه بالاتری قرار می‌گیرند. این نتیجه نشان می‌دهد کانال‌های انتقال سیاست

۶- نتیجه گیری

هدف از اعمال سیاست پولی، مدیریت طرف تقاضای اقتصاد با تمرکز بر کنترل سطح قیمت‌ها و رهایی از رکود است که در شرایط تورمی سیاست انقباضی و در شرایط رکودی سیاست انبساطی پولی اجرا می‌شود. اما سیاست پولی قطعاً آثار فرعی نیز خواهد داشت. با توجه به ویژگی‌های خردی بخش‌های اقتصاد و مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی، این بخش‌ها واکنش‌های نابرابری به شوک سیاست پولی خواهند داشت که



کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی از جمله کانال اعتباری که بر مبنای اندازه بنگاه‌ها در بخش‌های مختلف قابل تحلیل است، نمی‌توان نتایج مشابهی گرفت.

البته باید در نظر داشت که سیاست پولی در ایران توسط بانک مرکزی اجرا می‌شود که در کنترل دولت است و از استقلال لازم برخوردار نیست. بنابراین مقدار حجم پول (پایه پولی) تحت تأثیر مقدار دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (ارز حاصل از فروش نفت) و استقراض بخش دولتی از بانک مرکزی تعیین می‌شود. از طرفی نرخ بهره در ایران به طور آزاد توسط کارکرد بازار اوراق قرضه و بازار بانکی تعیین نمی‌شود. بنابراین، در چنین شرایطی، کانال نرخ بهره نمی‌تواند از نقش بارزی برای اثرگذاری سیاست پولی برخوردار باشد.

به طور کلی چنین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که هر یک از بخش‌های اقتصادی ایران از تغییر پایه پولی به طور متفاوتی بهره‌مند شده‌اند. حساسیت بیشتر بخش‌های خدمات و صنعت به یک شوک پولی نسبت به بخش کشاورزی نشان می‌دهد با شوک انبساطی پولی، ارزش افزوده این دو بخش افزایش بیشتری یافته و توزیع درآمد به نفع فعالان این دو بخش می‌تواند تغییر یابد. در مقابل، شوک انقباضی پولی، ارزش افزوده این دو بخش را به میزان بیشتری می‌تواند کاهش دهد. بنابراین ضروری است که هنگام اعمال سیاست‌های پولی اعم از انبساطی و انقباضی، برای کاهش آثار منفی جانبی این سیاست‌ها، اقدامات مکملی صورت گیرد.

پولی در این بخش‌ها نسبت به بخش دیگر قوی‌تر است. بنابراین می‌توان گفت حساسیت بخش‌های خدمات و صنعت نسبت به سیاست پولی از بخش کشاورزی بیشتر است. از سوی دیگر، بر اساس یافته‌های این تحقیق می‌توان گفت کانال‌های انتقال سیاست پولی در بخش کشاورزی بسیار ضعیف است و عملاً ارزش افزوده بخش کشاورزی هیچ واکنشی به شوک پولی ندارد.

این نتایج در شرایطی به دست آمده است که در سال ۱۳۸۹ سهم بخش کشاورزی از تولید (۱۳/۱ درصد) از سهم این بخش از صادرات (۱ درصد) و از واردات (۲/۹ درصد) بسیار بیشتر است. در حالی که سهم صنعت و معدن از تولید (۲۷/۷ درصد) از سهم این بخش از صادرات (۱۷/۶) بیشتر ولی از سهم آن از واردات (۶۹/۹ درصد) بسیار کمتر است. سهم بخش خدمات از تولید (۵۲/۱ درصد) از سهم این بخش از صادرات (۷/۳ درصد) و از واردات (۲۰ درصد) بیشتر است (در سال ۱۳۸۹ سهم بخش نفت از تولید ملی ۸/۹ درصد و سهم نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی از صادرات ۷۴/۱ درصد و از واردات ۷/۲ درصد بوده است).

این شواهد نشان می‌دهد بخش صنعت وابستگی بالا، بخش خدمات وابستگی متوسط و بخش کشاورزی وابستگی اندکی به تجارت خارجی دارد. بنابراین طبق مبانی نظری، کانال نرخ ارز در اثرگذاری سیاست پولی بر تولید می‌تواند نقش پررنگ‌تری داشته باشد. این در حالی است که درباره سایر

منابع:

Bernanke, B. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, pp. 49-99.

Bernanke, B. and Blinder, A. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", American Economic Review, 82(4), pp.901-921.

Buckle, R., Kim, K., Kirkman, H., McLellan, N. and Sharma, J. (2002), "A Structural VAR Model of the New Zealand Business Cycle", Working Paper 02/26, New Zealand Treasury.

Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans, C. (1996), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds", Review of Economics and Statistics, 78(1), pp.16-34.

Cooley, T. and LeRoy, S. (1985), "A Theoretical Macroeconomics: A Critique", Journal of Monetary Economics, 16(2), pp. 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. and Lippi, F. (2005), "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries", *European Economic Review*, 49(6), pp. 1543-1569.

Delangizan, S., Falahati, A. and Rajabi, M. (2011), "Asymmetry of the Impact of Monetary Shocks on Economic Growth in Iran at the New Keynesians ", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 1(3), pp. 135-164.

Doan, T., Litterman, R. and Sims, C. (1984), "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", *Econometric Reviews*, 3(1), pp. 1-100.

Enders, W. (2007), "Applied Time Series Econometrics", Translated by Sadeqi, M. and Shavalpour, S, Imam Sadiq University, Tehran Press.

Farzinvash, A., Ehsani, M., Jafari Samimi, A. and Gholami, Z. (2012), "An Investigation of Asymmetric Effects of Monetary Policies on Production in Iran Economy", *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20(61), pp. 5-28.

Ganley, J. and Salmon, C. (1997), "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts", *Bank of England Working Paper*, No. 68.

Gharavi Nakhjavani, A. (2002), "The Effects of Money Supply on Investment in Economic Sectors of Iran", *Journal of Economic Research*, 7, pp. 67-93.

Gruen, D. and Shetrim, G. (1994), "Internationalisation and the Macroeconomy" in Philip Lowe and Jacqueline Dwyer (eds) *International Integration of the Australian Economy*, Reserve Bank of Australia.

Hamilton, J. (1994), "Times Series Analysis", Princeton University Press, Princeton.

Hayo, B. and Uhlenbrock, B. (1999), "Industry Effects of Monetary Policy in

Germany", *Centre for European Integration Studies Working Paper*, No. 14.

Hoseini Dolatabadi, M. (2010), "The Sectoral Effects of Monetary Policy in Iran: SVAR Approach", Imam Sadiq University, M.A. Thesis.

Ibrahim, M. (2005), "Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia", *Asian Economic Journal*, 19(1), pp. 15-30

Ivanov, V. and Kilian, L. (2005), "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(1), pp.18-23.

Keshavarz hadad, G. and Mahdavi, O. (2005), "Is the Stock Market a Chanel of Transmitting Monetary Policy in Iran?", *Journal of Economic Research*, 71, pp 147-170.

Kim, S. and Roubini, N. (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics*, 45, pp.561-586.

Koop, G. and Korobilis, D. (2010), "Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics" manuscript available at <http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/>.

Lange, H.R. (2010), "Regime-Switching Monetary Policy in Canada". *Journal of Macroeconomics*, 14, pp. 782-796.

Mishkin, F. (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 3-10.

Nazari, M. and Goharian, F. (2002), "The Effect of Monetary Policy Variables on Employment of Major Economic Sectors of Iran", *journal of Economic Research*, 60, pp. 187-207.

Noferesti, M. (2005), "The Effects of Monetary and Exchange Policy on Iran Economy with a Dynamic Macro Econometric Model", *journal of Economic Research*, 70, pp. 1-29.



Raddatz, C. and Rigobon, R. (2003), "Monetary Policy and Sectoral Shocks: Did the Fed React Properly to the High-Tech Crisis?" NBER Working Paper Series, No.9835.

Romer, C. and Romer, D. (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", NBER Macroeconomics Annual, 4, pp.121-170.

Selover, D. and Round, D. (1996), "Business Cycle Transmission and Interdependence between Japan and Australia", Journal of Asian Economics, 7(4), pp. 569-602.

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*, 48(1), pp.1-48.

Sims, C. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), pp.2-15.

Sims, C., Stock, J. and Watson, M. (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58(1), pp.113-144.

Walsh, C. (2010), *Monetary Theory and Policy*, 3rd Edition, MIT Press.