فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال اوّل، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۱
صفحات: ۹۱-۱۲۴

بررسی اثر شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش BVAR: مطالعه‌ی موردی ایران

مهدی صادقی‌شاهدانی[۱]، حامد صاحب‌هنر[۲]
محمد عظیم‌زاده آرانی[۳]، سیدمهدی حسینی دولت‌آبادی[۴]

تاریخ دریافت: ۹۱/۷/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۱/۲۵

چکیده

پول و تأثیر و تأثر آن از متغیرهای حقیقی اقتصاد، یکی از مهم‌ترین سوالات اقتصاد کلان محسوب می‌شود. درباره اینکه آیا پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تأثیرگذار است یا خیر مطالعات فراوانی صورت گرفته و البته هنوز هم ادامه دارد. مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) یک مشکل اساسی دارند که وفور پارامتر نامیده می‌شود. در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند (مانند ایران) بیشتر بروز پیدا می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را منحرف می‌کنند. لذا باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داده و مدل‌ها را مقید نماید. محققان برای غلبه بر این مشکل روش BVAR را پیشنهاد می‌کنند. در این مقاله با استفاده از روش BVAR اثرات شوک پولی بر متغیرهای اساسی اقتصاد کلان یعنی سطح تولید و سطح قیمت‌ها بررسی شده است. با توجه به آزمون‌های انجام شده، تابع پیشین SSVS نسبت به سایر توابع پیشین که تاکنون در مطالعات BVAR معرفی شده‌اند، مناسب‌تر است. توابع عکس‌العمل آنی تخمین‌زده شده نشان می‌دهند یک شوک پولی انبساطی، افزایش تولید و قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. اما واکنش سطح قیمت‌ها به شوک پولی هم سریع‌تر و پایدارتر خواهد بود. لذا اعمال سیاست پولی انبساطی اگر چه در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید خواهد شد، اما هزینه تورم آن با توجه به تداوم طولانی‌مدت‌تر افزایش قیمت‌ها بیشتر خواهد بود.

کلیدواژه: شوک پولی، اقتصاد ایران، مدل BVAR، تابع پیشین SSVS.

طبقه‌بندی JEL: E52, E58

۱. دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه امام صادق علیه السلام **Email:** sadeghi@isu.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد **Email:** h.sahebhonar@gmail.com
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد گاز و نفت دانشگاه علامه طباطبایی **Email:** m.azimzadeh@isu.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تهران **Email:** smhda110@gmail.com

۱- مقدمه

پول و تأثیر و تأثر آن از متغیرهای حقیقی اقتصاد، یکی از مهمترین موضوعات مورد بحث محسوب می‌شود. درباره‌ی اینکه آیا پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تاثیرگذار است یا خیر، مطالعات فراوانی صورت گرفته، البته هنوز هم ادامه دارد. تمام مکاتب اقتصاد کلان بر اساس مفروضات و نگاهی که به اقتصاد کلان دارند به این موضوع پرداخته‌اند و البته به نتایج متفاوتی نیز دست یافته‌اند. نزاع بر سر خنثایی و عدم خنثایی پول و سازوکار آن هنوز ادامه دارد، اما در میان اکثر اقتصاددانان اجماعی شکل گرفته است که پول در بلندمدت خنثی است، ولی در کوتاه‌مدت بر تولید و اشتغال تأثیر می‌گذارد. مطالعات کمی نیز تأیید می‌کند که پول و سیاست پولی بر تولید و سایر متغیرهای حقیقی تأثیر معناداری برای مدت دو سال و یا بیشتر دارد (کریستیانو، ایچنبام و ایوانز[1]، ۱۹۹۶، برنانک و بلایندر[2]، ۱۹۹۹۲، رومر و رومر[3]، ۱۹۸۹).

یکی از ملزومات اعمال یک سیاست صحیح و موفق، اطلاع از آثار و پیامدهای آن می‌باشد. هنگامی که بانک مرکزی برای مهار تورم یک سیاست پولی انقباضی اجرا می‌کند، باید از میزان و سرعت واکنش سطح عمومی قیمت‌ها به این سیاست انقباضی آگاه باشد. همچنین با توجه به اثرگذاری پول بر تولید و اشتغال در کوتاه‌مدت، اطلاع از نحوه‌ی واکنش تولید به این سیاست انقباضی نیز ضروری است؛ زیرا ممکن است در اثر این سیاست، اقتصاد در شرایط رکود قرار گیرد که هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی آن کمتر از تورم نخواهد بود. در واقع سیاست‌گذار باید بداند چه متغیرهایی در چه زمانی و به چه میزانی به سیاست اعمال شده، واکنش نشان می‌دهند. لذا هر چه اطلاعات بیشتری درباره آثار سیاست پولی و نحوه‌ی تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی در اختیار مقامات پولی قرار گیرند، سیاست‌های پولی با کارایی بیشتری اجرا خواهند شد. بر این اساس هدف از این مقاله، شناسایی رفتار متغیرهای اساسی اقتصاد کلان در پاسخ به یک شوک پولی

1. Christiano, Eichenbaum and Evans
2. Bernanke and Blinder
3. Romer and Romer

است. به بیان دیگر در این مقاله به‌دنبال کسب اطلاعاتی درباره واکنش متغیرهای اساسی اقتصاد کلان، یعنی تولید و قیمت که تأثیر فراوانی بر رفاه جوامع نیز دارند، از حیث زمان و میزان تغییرات این متغیرها هستیم. بدین منظور با استفاده از روش BVAR و بر اساس داده‌های فصلی دوره_ی ۱۳۶۷-۱۳۸۹، اثر یک شوک پولی انبساطی بر تولید ناخالص ملی و سطح عمومی قیمت‌ها بررسی می‌شود. نرم‌افزار به کار رفته در این مقاله، نرم‌افزار MATLB بوده و کدنویسی انجام شده بر اساس کدهای اولیه‌ی مقاله کوپ و کروبلیس (۲۰۱۰) صورت گرفته است.

در بخش دوم تحقیقات خارجی و داخلی مرتبط با موضوع مقاله مرور خواهد شد. در بخش سوم مبانی نظری مدل تحقیق بررسی خواهد شد و در بخش بعد مبانی روش اقتصادسنجی تحلیل داده‌های تحقیق تبیین خواهد شد. در بخش پنجم متغیرهای مدل بیان می‌شود و در بخش ششم، مدل تحقیق آن تصریح خواهد شد و در بخش آخر نتایج مدل تحقیق بیان خواهد شد.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

در دهه‌های اخیر بررسی اثرات سیاست پولی(شوک پولی) بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مباحث اساسی اقتصاد پولی مقداری بوده است. پس از مطالعه‌ی سیمز[1] (۱۹۸۰)، روش VAR به صورت گسترده در مطالعات مربوط به بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی بویژه شوک پولی در کشورهای مختلف به‌کار گرفته شده است. کراری و پوپسکو[2] (۲۰۱۱) در مجارستان، سینگ[3] (۲۰۰۹) در آرژانتین، بوریس و هورواس[4](۲۰۰۸) در جمهوری چک،انزوئینی و لوی[5] (۲۰۰۷) در اعضای جدید اتحادیه اروپا،میائو[6](۲۰۰۲) در ژاپن و بریسچتو و ووس[7](۱۹۹۹) در استرالیا بخشی از مطالعاتی است که با استفاده از

1. Sims
2. Carare & Popescu
3. Hsing
4. Borys &Horváth
5.Anzuini & Levy
6.Miyao
7.Brischetto and Voss

روش VAR و گونه‌های مختلف آن اثرات شوک سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. به عنوان نمونه،کراری و پوپسکو(۲۰۱۱) از رویکرد بیزین VAR و بوریس و هورواس (۲۰۰۸) از رویکرد VAR ساختاری در تخمین‌های توابع عکس‌العمل آنی استفاده کرده‌اند. علاوه بر رویکرد تخمین در مدل VAR ، تعیین متغیرهای مدل نیز بسیار مهم است. در تمام این مطالعات متغیر نرخ بهره به عنوان شاخص سیاست پولی در نظر گرفته شده است.

میائو (۲۰۰۲)متغیرهای نرخ بهره، تولید، پول، قیمت سهام به صورت تفاضل مرتبه اول در مدل وارد کرده است. بریسچتو و ووس(۱۹۹۹) هفت متغیر قیمت نفت، نرخ بهره فدرال رزرو، تولیدداخلی، سطح قیمت داخلی، حجم پول، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز را وارد مدل خود کرده‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد شوک‌های سیاست پولی، اثرات تأخیری بر سطح قیمت‌ها دارد و تولید داخلی را نیز به میزان کمی افزایش می‌دهد.
در ایران نیز مطالعات متعددی بر پایه روش VAR درباره‌ی اثرات شوک سیاست پولی انجام شده است که همه دلالت بر تأثیر کوتاه‌مدت پول بر بخش حقیقی اقتصاد دارند. شریفی رنانی و دیگران(۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان « بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام دهیسیستم بانکی در ایران » به بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها از طریق کانال اعتباری (کانال وام دهی بانکی) در ایران طی دوره ۱۳۶۸-۱۳۸۷پرداخته‌اند.در این مقاله با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری(VEC) اثرات سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بررسی شده است. به طور کلی، نتایج حاکی از این است که افزایش حجم پول، به دلیل افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، تنها در کوتاه‌مدت سطح تولید را افزایش می‌دهد و حتی در بلندمدت اثر منفی بر آن دارد؛ ولی سطح عمومی قیمت‌ها را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت افزایش می‌دهد.

موسوی محسنی(۱۳۸۵) در مقاله‌ای با عنوان « منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران» با استفاده از یک نظام معادله‌های نزدیک بهVAR که بر مبنای

روش‌شناسی اجزای غیرقابل مشاهده قرار داشته و با استفاده از روش SUR برآورد شده است، به بررسی اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب، یک رابطه‌ی معکوس دایمی بین تورم و بیکاری را مشخص کرده است که نشان از تاثیرگذاری سیاست پولی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در اقتصاد ایران خواهد بود. این نتیجه به نوعی پیامدهای سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را ترسیم می‌کند.

شیرین‌بخش(۱۳۸۴) در مقاله‌ای با عنوان « اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال» تاثیر سیاست پولی را بر دو متغیر اقتصاد ایران، یعنی سرمایه گذاری و اشتغال بررسی نموده است. الگوی مورد نظر در این مقاله، الگوی خودبازگشت برداری یا VAR است. براساس نتایج به‌دست آمده، واکنش دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال به تکانه ناشی از اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول اعتبار آماری ندارد. از طرف دیگر با توجه به تجزیه واریانس مربوط به دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال، کمترین سهم، به متغیرهای سیاست‌های پولی تعلق دارد.

۳- مبانی نظری

در اقتصاد کلان دو مکتب پولی و کلاسیک‌های جدید قائل به نقش اساسی شوک پولی در نوسانات متغیرهای حقیقی دارند. فریدمن(۱۹۵۸) به عنوان اقتصاددان برجسته مکتب پولی، شواهدی برای تاثیرگذاری پول بر فعالیت‌های اقتصادی نشان داد. لوکاس(۱۹۹۶) هم به تاثیر تغییرات پولی پیش‌بینی نشده در چهارچوب انتظارات عقلایی بر متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت اشاره می‌کند. اما برای تبیین تأثیرگذاری پول بر تولید، کانال‌هایی معرفی شده‌است:

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. نرخ بهره، اصلی‌ترین کانال انتقال سیاست پولی در مدل‌های کینزی است که به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$M\downarrow \Rightarrow i\uparrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\uparrow$$

در اثر یک سیاست پولی انقباضی، با توجه به چسبندگی قیمت‌ها، نرخ بهره حقیقی افزایش یافته است که افزایش هزینه سرمایه را باعث می‌شود و در نهایت کاهش مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای کل را دارد. اگرچه کینز بر تصمیمات بنگاه‌ها در خصوص مخارج سرمایه‌گذاری تمرکز می‌کرد، تحقیقات بعدی نشان داد که نرخ بهره بر تصمیمات خانواده‌ها در خصوص مخارج مربوط به کالاهای بادوام مصرفی و خانه تاثیرگذار است.
با باز شدن هر چه بیشتر اقتصادها و حاکمیت نظام نرخ ارز شناور، به نرخ ارز به عنوان کانال انتقال سیاست پولی توجه بیشتری معطوف شد. در اثر یک سیاست پولی انبساطی نرخ بهره داخلی در مقابل نرخ بهره خارجی کاهش می‌یابد، لذا تقاضا برای سپرده‌های خارجی در مقابل سپرده‌های داخلی افزایش خواهد یافت که در نهایت به کاهش ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی و افزایش نرخ ارز – ارزش یک واحد پول خارجی به پول داخلی- منجر خواهد شد. با افزایش نرخ ارز، کالاهای داخلی در مقابل کالاهای خارجی ارزان‌تر شده و خالص صادرات و تقاضای کل افزایش خواهد یافت. نوسانات نرخ ارز از طریق ترازنامه بنگاه‌های مالی و غیرمالی نیز می‌تواند بر تقاضای کل تأثیر بگذارد. با توجه به اینکه بدهی‌های خارجی بنگاه‌ها به پول خارجی است، با افزایش نرخ ارز ناشی از یک سیاست پولی انبساطی،ارزش بدهی‌های ایشان به پول داخلی افزایش یافته و در مجموع ارزش خالص[1] بنگاه کاهش می‌یابد. با بدتر شدن وضعیت ترازنامه‌ی بنگاه به علت وجود اطلاعات نامتقارن، مشکلات ناشی از انتخاب نادرست و مخاطره اخلاقی، میزان قرض‌دهی به بنگاه‌ها کاهش یافته که کاهش مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای کل را در پی‌خواهد داشت(میشکین، ۲۰۰۱).

1. Net worth

پولیون برای تبیین تاثیرگذاری پول بر بخش حقیقی به اینکه یک سیاست پولی چگونه بر قیمت‌های نسبی دارایی‌ها و ثروت حقیقی تاثیر می‌گذارد، تأکید می‌کنند. ایشان معمولا از طریق نظریه سرمایه‌گذاری q توبین و اثر ثروت بر مصرف سازوکار انتقال سیاست پولی را توضیح می‌دهند.

q توبین برابر است با حاصل تقسیم ارزش بازاری بنگاه بر هزینه جایگزینی سرمایه[1]. چنانچه مقدار qتوبین زیاد باشد، هزینه سرمایه‌های فیزیکی جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه بسیار پایین است. لذا بنگاه‌ها می‌توانند اوراق سهام منتشر کرده و قیمت بالاتری نسبت به هزینه ابزار و وسایلی که خریده‌اند، مطالبه کنند. بنابراین مخارج سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت. در مقابل چنانچه مقدار qتوبین کم باشد، بنگاه‌ها وسایل و ابزارهای جدید نمی‌خرند و مخارج سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

در نگاه پولیون، هنگامی که عرضه پول کاهش می‌یابد، عاملان اقتصادی درمی‌یابند که کمتر از آنچه می‌خواهند، پول وجود دارد و لذا تصمیم می‌گیرند که کمتر خرج کنند. لذا در بازار مالی، تقاضا برای اوراق بهادار کاهش یافته و بنابراین قیمت دارایی‌ها کاهش می‌یابد. لذا به شکل خلاصه این کانال انتقال سیاست پولی را به صورت زیر می‌توان نشان داد.

$$M\downarrow \Rightarrow P_e\downarrow \Rightarrow q\downarrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow$$

کانال دیگری که سیاست پولی از طریق قیمت دارایی‌ها بر بخش حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد، از مسیر تاثیر ثروت بر مصرف می‌باشد. بر اساس نظریه‌ی مصرف آندو و مودگلیانی و مدل MPS مخارج مصرفی بر اساس منابع کل دوره‌ی زندگی مصرف‌کننده که عبارت از سرمایه انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی و ثروت مالی می‌باشد، تعیین می‌شود. با کاهش قیمت دارایی‌های مالی، ثروت مالی و به تبع آن منابع مصرف‌کننده کاهش می‌یابد که کاهش مصرف را در پی خواهد داشت (میشکین[2]، ۱۹۹۵).

1. Replacement cost of capital
2.Mishkin

کانال اعتباری انتقال سیاست پولی بر اساس اطلاعات نامتقارن و هزینه‌بر بودن اعمال قراردادها[1] و نتایج آن در بازارهای مالی توجیه می‌شود. بر اساس اثر ترازنامه، یک سیاست پولی انقباضی با کاهش قیمت دارایی‌ها، ارزش خالص بنگاه را کاهش می‌دهد. کاهش ارزش خالص بنگاه به معنای آن است که قرض‌دهندگان وثیقه کمتری برای وام-هایشان در اختیار خواهند داشت و با توجه به مسأله‌ی انتخاب نامناسب[2] میزان قرض‌دهی آن‌ها کاهش خواهد یافت که سرانجام به کاهش مخارج سرمایه‌گذاری می‌انجامد. از سوی دیگر، کاهش ارزش خالص بنگاه، مخاطره‌ی اخلاقی را از طریق افزایش تمایل صاحبان بنگاه به پروژه‌های سرمایه‌گذاری ریسکی افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ریسکی نیز به معنای آن است که احتمال نکول در بازپرداخت طلب قرض-دهندگان افزایش می‌یابد و لذا قرض‌دهی و به تبع آن مخارج سرمایه‌گذاری کاهش می-یابد(میشکین، ۱۹۹۵).

عرضه تسهیلات بانکی، کانال دیگر اعتباری محسوب می‌گردد. سپرده‌ها، منبع اصلی اعطای تسهیلات بانکی است. تا زمانی که، برای سپرده‌ها یک "جانشین کامل" –به عنوان منبع جدید اعطای تسهیلات– پیدا نشود، کانال عرضه تسهیلات بانکی در انتقال سیاست پولی بر اساس الگوی زیر عمل می‌کند: سیاست پولی انبساطی افزایش سپرده‌های بانکیو همچنین ذخایر بانک‌ها را باعث می‌شود که این امر به افزایش قدرت اعطای تسهیلات آن‌ها می‌انجامد. در نتیجه بسیاری از بنگاه‌های اقتصادی که برای تأمین مالی فعالیت‌های خود به بانک‌ها وابسته‌اند، مخارج سرمایه‌گذاری و احتمالاً مخارج مصرفی را افزایش خواهند داد. یک ویژگی مهم کانال عرضه‌ی تسهیلات این است که مطابق با این سازوکار، سیاست پولی بیشتر از طریق بنگاه‌های کوچک تأثیر خود را به جای می‌گذارد؛ زیرا غالباً وابستگی بنگاه‌های کوچک به تسهیلات بانکی بیشتر از بنگاه‌های بزرگ است. بنگاه‌های بزرگ حتی اگر به وام بانکی هم دسترسی نداشته باشند می‌توانند با انتشار سهام

1. Costly enforcement of contracts
2. Adverse selection

و اوراق قرضه به راحتی از وجوه موجود در بازار سرمایه و یا بهره‌گیری ازمنابع داخلی، پروژه‌های خود را تأمین مالی نمایند(موریس و سلون[1]، ۱۹۹۵، ص ۵).

سیاست پولی یکی از مهم‌ترین ابزارهای حاکمیت جهت مدیریت طرف تقاضای اقتصاد کلان به‌شمار می‌آید. بانک‌های مرکزی جهت ثبات‌بخشی به روند سطح عمومی قیمت‌ها و مهار تورم از ابزارهای سیاست پولی که در اختیار دارند، استفاده می‌کنند. در شرایط رکودی نیز برای تحریک تولید و اشتغال از سیاست‌های انبساطی پولی استفاده می‌شود.

۴- مدل تحلیلی تحقیق

مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) دارای یک مشکل اساسی هستند. این مشکل که وفور پارامتر۲ نامیده می‌شود در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند (مانند ایران) بیشتر بروز پیدا می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را دچار انحراف می‌نماید. لذا 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 قرارگرفته است(کوپ و کروبیلیس[3] ۲۰۱۰). با وجود اینکه تحلیل‌های اقتصادی در مورد نحوه‌ی اثرگذاری سیاست پولی به لحاظ نظری بررسی فراوان شده است، اما توجه روز افزون صورت گرفته به روش‌های بیزین در محافل دانشگاهی به تازگی اتفاق افتاده است؛ به عنوان مثال همانطور که کوگلی و سارجنت[4] (۲۰۰۵) در مقاله خود به این نکته اشاره نموده‌اند: "... فدرال ریزرو از روش‌های بیزین برای بروزرسانی برآوردهای مربوط به سه مدل از منحنی فیلیپس به صورت روبرو استفاده می‌نمایند: یک مدل ساموئلسون-سولو، یک مدل سولو-توبین و یک مدل لوکاس ...". از

1.Morris and Sellon
2. Over-parameterization
3. Koop,G.Korobilis,D (2010)
4. Cogley and Sargent (2005)

سوی دیگر بانک مرکزی اتحادیه‌ی اروپا نیز با تشکیل یک کارگروه ویژه برای به کارگیری سیاست پولی از رویکرد بیزین بهره می‌گیرد(میگلیاردو[1] ۲۰۱۰).

تمامی مدل‌های بیزین سه جزء اساسی دارند: تابع چگالی پیشین[2]، تابع راستنمایی[3] و تابع چگالی پسین[4]. 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 اهمیت فراوانی دارد. توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین به کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آن‌ها تابع پیشین مینسوتا است که اولین بار دان، لیترمن و سیمز[5](۱۹۸۴) معرفی کردند. توابع پیشین دیگری نیز در این زمینه استفاده شده‌اند. از آنجا که روش‌های بیزین نسبت به نوع تابع پیشین به کارگرفته شده حساس هستند، در این مقاله از شش تابع پیشین مختلف برای تخمین مدل بهره جسته، در نهایت با استفاده از شاخص RMSE بهترین آنها را برای محاسبه توابع عکس‌العمل آنی انتخاب نموده‌ایم. در قسمت بعد به معرفی هریک از این توابع پیشین شش‌گانه می‌پردازیم.

۱-۴- مدل خودرگرسیون‌برداری بیزین

مدل خودرگرسیون برداری نامقید با n معادله و p دوره وقفه که به صورت $VAR(p)$ نمایش داده می‌شود را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t' = z_t'C + \sum_{j=1}^{p} y'_{t-j}A_j + \varepsilon'_t \qquad ; t = 1, \dots, T \qquad (۱)$$

که در آن y_t بردار $n \times 1$ شامل متغیرهای وابسته بوده، z_t بردار $h \times 1$ اجزای ثابت و متغیرهای برون‌زا، C و A_j به ترتیب ماتریس $h \times n$ و $n \times n$ ضرایب مدل و ε_t بردار اجزای خطاست به‌گونه‌ای که $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N_n(0, \Sigma)$ فرض شده‌است. ماتریس واریانس کواریانس Σ نیز یک ماتریس معین مثبت مجهول با ابعاد $n \times n$ است.

1. C. Mdigliardo (2010)
2 . Prior density function
3. Likelihood function
4. Posterior density function
5. Doan,Litterman and Sims (1984)

با تعریف بردار $x_t' = (z_t', y_{t-1}', \dots, y_{t-p}')$ می‌توان مدل ارائه شده در معادله‌ی ۱ را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$Y = XA + \varepsilon \quad (۲)$$

به گونه‌ای که

$$Y = \begin{pmatrix} y_1' \\ \vdots \\ y_T' \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} x_1' \\ \vdots \\ x_T' \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} C \\ A_1 \\ \vdots \\ A_p \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1' \\ \vdots \\ \varepsilon_T' \end{pmatrix} \quad (۳)$$

باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌نمایید ماتریس Y به‌گونه‌ای تعریف شده‌است که ابعاد آن $T \times n$ بوده و تمامی T مشاهدات مربوط به هر یک از متغیرهای وابسته را در ستون‌های جداگانه نشان می‌دهد.

با در نظر گرفتن $K = h + np$ به عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR، ماتریس X ابعاد $T \times K$ خواهد داشت. همچنین $\alpha = \text{vec(A)}$ یک بردار $nK \times 1$ بوده که تمامی ضرایب (و اجزای ثابت)VARرا در یک بردار انباشته است. تعداد ضرایب این مدل برابر با nK می‌باشد.

قیود مشخص‌کننده[1] مدل VAR از طریق مقید نمودن عناصر موجود در ماتریس ضرایب (A) و ماتریس کواریانس اجزاء خطا (Σ)قابل دستیابی است. مقید نمودن Σ از طریق مقید نمودن اجزای سازنده آن امکان‌پذیر است؛ لذا باید به دنبال مقید نمودن ماتریس بالا مثلثی Ψ که در معادله‌ی زیر صدق می‌کند بود:

$$\Sigma^{-1} = \Psi'\Psi \quad (۴)$$

برای اطمینان از معین مثبت بودن ماتریس دقت (Σ^{-1}) باید فرض کنیم $\psi_{ii} > 0$ باشد.

1. Identifying restrictions

۲-۴- توابع پیشین

۱-۲-۴- تابع پیشین مینسوتا

این نوع از توابع پیشین، اولین بار محققان دانشگاه مینسوتا و بانک فدرال رزرو مینپولیس[1] معرفی کردند.[2] این توابع بر اساس تقریب‌هایی است که به ساده شدن بسیار زیاد محاسبات می‌انجامد. این تابع بر اساس تقریب‌هایی استوار است که سادگی محاسبات را موجب می‌شود. این تقریب‌ها جایگزینی $\hat{\Sigma}$ به عنوان تخمینی از Σ را شامل می‌شود. و فرض می‌شود که این ماتریس یک ماتریس قطری است. در این صورت هر یک از معادلات VAR را می‌توان به صورت جداگانه و با استفاده از روش OLS تخمین زد (به گونه‌ای که عناصر قطر اصلی $\hat{\Sigma}$ را $\widehat{\sigma_{ii}} = s_i^2$ قرار می‌دهد که s_i^2 تخمین‌های OLS از واریانس جزء خطا در i امین معادله باشد).

زمانی که Σ با تقریبش جایگزین می شود تنها وظیفه ما تعیین تابع اولیه برای α (بردار ضرایب مدل) می‌باشد که فرض می‌شود که

$$\alpha \sim N(\underline{\alpha}_{Min}, \underline{V}_{Min}) \qquad (۵)$$

تابع مینسوتا به صورت خودکار مقادیر $\underline{\alpha}_{Min}$ و $\underline{V}_{Min}$ را تعیین می‌کند. روش تعیین این مقادیر در بسیاری از کارهای تجربی معقول به نظر می‌رسد.

در این مقاله از میانگین پیشینی[3] استفاده شده‌است که همه‌ی عناصر آن به جز عناصر مربوط به وقفه‌ی اول خود متغیرهای وابسته در هر معادله، صفر است. چرا که متغیرهای به کاررفته در این مقاله به صورت لگاریتمی (ودر نتیجه در سطح داده‌ها) هستند.

فروض مربوط به واریانس پیشین در $\underline{V}_{Min}$ بروز پیدا می‌کند. تابع پیشین مینسوتا فرض می‌کند که ماتریس کواریانس پیشین، $\underline{V}_{Min}$، یک ماتریس قطری است. اگر بخشی از این ماتریس را که به K ضریب موجود در معادله‌ی i ام مربوط است را با $\underline{V}_i$ نشان دهیم و $\underline{V}_{i,jj}$ عناصر قطر اصلی این ماتریس باشد، آنگاه واریانس این ضرایب به صورت زیر خواهد بود:

---

1. Federal Reserve Bank of Minneapolis

۲. به مقالات Doan, Litterman and Sims(1984) و Litterman(1986) مراجعه کنید.

3. Prior mean

$$\underline{V}_{i,jj} = \begin{cases} \frac{\underline{a}_1}{l^2} & for\ coefficients\ on\ own\ lags \\ \frac{\underline{a}_2\,\sigma_{ii}}{l^2\sigma_{jj}} & for\ coefficients\ lags\ of\ variables\ j \neq i \\ \underline{a}_3\sigma_{ii} & for\ coefficients\ on\ exogenous\ variables \end{cases} \quad (۶)$$

بنابراین به جای انتخاب پیچیده تک تک عناصر $\underline{V}_{Min}$ (که حاوی $\frac{Kn(Kn+\mathrm{h})}{2}$ عنصر است) تنها باید سه مقدار اسکالر $\underline{a}_1$, $\underline{a}_2$, $\underline{a}_3$ مشخص شود. علاوه بر این همان‌طور که قبلاً اشاره شد، این گونه اعمال باورهای اولیه در مدل، معقول نیز به نظر می‌رسد؛ چرا که هر چه طول وقفه‌ها افزایش می‌یابد، میزان اطمینان محقق از صفر بودن پارامترها بیشتر می‌شود و همچنین با قرار دادن $\underline{a}_1 > \underline{a}_2$ محقق این باور را وارد مدل می‌کند که وقفه‌های خود متغیر از وقفه‌های سایر متغیرها در هر یک از معادلات اهمیت بیشتری دارد. تعیین دقیق این سه مقدار در هر تحقیقی می‌تواند متفاوت باشد و هر پژوهشگری ممکن است بر اساس آزمایش‌هایی مقادیر مختلفی برای آنها انتخاب کند. در مورد σ_{ii} محققان معمولاً آن را برابر با s_i^2 قرار می‌دهند.

یکی از مزیت‌های مهمتابع پیشین مینسوتا این است که به استنباط پسین ساده‌ای منجر می‌شود که تنها شامل توزیع نرمال است. می توان نشان داد که توزیع پسین a به صورت زیر است[1]:

$$a|y \sim N(\bar{a}_{Min}, \bar{V}_{Min}) \quad (۷)$$

به گونه‌ای که

$$\overline{V}_{Min} = \left[\underline{V}_{Min}^{-1}\underline{a}_{Min} + \left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes (X'X)\right)'\right]^{-1} \quad (۸)$$

و

$$\overline{a}_{Min} = \overline{V}_{Mn}\left[\underline{V}_{Min}^{-1}\underline{a}_{Min} + \left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes X\right)'y\right] \quad (۹)$$

با وجود مزیت‌هایی که برای این نوع تابع پیشین وجود دارد، برخی محدودیت‌ها در این نوع از توابع پیشین باعث شده‌است که محققان در تحقیقات خود از سایر توابع پیشین نیز بهره ببرند. یکی از اصلی‌ترین ضعف‌های توابع پیشین مینسوتا این است که از یک تخمین ساده برای Σ (ماتریس حاوی واریانس اجزای خطا در سیستم VAR) بهره می‌برد.

1.Koop,G. Korobilis,D (2010)

درحالی که شاید برخی بخواهند این پارامتر ناشناخته باقیمانده، مانند سایر پارامترها در اسلوب بیزین برآورد شود. بدین منظور باید به سراغ توابع پیشین توأمان طبیعی رفت.

۲-۲-۴- تابع پیشین توأمان طبیعی

این نوع توابع به گونه‌ای هستند که باعث می‌شوند، توزیع تابع پیشین، راست‌نمایی و پسین از یک خانواده باشد. بحث قبلی پیرامون تابع راست‌نمایی(معادلات ۶ و ۷) به ما پیشنهاد می‌کنند که تابع پیشین توأمان طبیعی باید به شکل زیر باشد:

$$a|\Sigma \sim N(\underline{\alpha}, \Sigma \otimes \underline{V}) \quad (۱۰)$$

$$\Sigma^{-1} \sim W(\underline{S}^{-1}, \underline{\nu}) \quad (۱۱)$$

به گونه‌ای که $\underline{\alpha}$، $\underline{V}$، $\underline{\nu}$ و $\underline{S}$ ابر پارامترهایی[1] هستند که محقق انتخاب می‌کند.

با این تابع پیشین می‌توان نشان داد که تابع پسین به شکل زیر در می‌آید[2]:

$$\alpha|\Sigma, y \sim N(\overline{\alpha}, \Sigma \otimes \overline{V}) \quad (۱۲)$$

$$\Sigma^{-1}|y \sim W(\overline{S}^{-1}, \overline{\nu}) \quad (۱۳)$$

به گونه‌ای که :

$$\overline{V} = [\underline{V}^{-1} + X'X]^{-1}, \quad (۱۴)$$

$$\overline{A} = \overline{V}[\underline{V}^{-1}\underline{A} + X'X\hat{A}], \quad (۱۵)$$

$$\overline{\alpha} = vec\,(\overline{A}), \quad (۱۶)$$

$$\overline{S} = S + \underline{S} + \hat{A}'X'X\hat{A} + \underline{A}'\underline{V}^{-1}\underline{A} - \overline{A}'(\underline{V}^{-1} + X'X)\overline{A} \quad (۱۷)$$

و

$$\overline{\nu} = T + \underline{\nu} \quad (۱۸)$$

برای درک اینکه چگونه روش‌های بیزین اطلاعات پیشین محقق را با داده‌های مشاهده شده ترکیب می‌کنند، کافی است به مقادیر پسین نشان داده شده در معادلات ۱۷ تا ۲۱با دقت بنگریم. اقتصادسنجی سنتی از $\hat{A}$ که تخمین OLS از Aاست به عنوان تخمین نقطه‌ای از آن استفاده می‌کند، در حالی که اقتصادسنجی بیزین از میانگین وزنی

1. Hyperparameters

2. Koop, G. (2010)

ماتریسی[1] $\hat{A}$ و مقدار پیشین آن ($\underline{A}$) برای تخمین A استفاده می‌کند. وزن‌های به کار رفته در این میانگین وزنی به ترتیب متناسب با توان و شدت[2] اطلاعات اولیه ($\underline{V}^{-1}$) و وزن اطلاعات موجود در مشاهدات ($X'X$) هستند. با توجه به اینکه واریانس به کار رفته در تخمین OLS برابر با $\sigma^2(X'X)^{-1}$است، میزان دقت (معکوس واریانس) تخمین بیزین میانگین میزان دقت تابع پیشین ($\underline{V}^{-1}$) و میزان دقت داده‌ها ($X'X$) است.[3]

با انتگرال‌گیری از تابع پسین شرطی (۱۵) نسبت به Σ می توان توزیع پسین $p(\alpha|y)$را به دست آورد. این توزیع یک توزیع چند متغیره تی- استیودنت خواهد بود. میانگین این توزیع $\overline{\alpha}$ بوده و درجه‌ی آزادی آن $\overline{v}$ خواهد بود. ماتریس کواریانس آن نیز به صورت زیر خواهد بود:

$$var(\alpha|y) = \frac{1}{\overline{v}-M-1}\overline{S} \otimes \overline{V} \qquad (۱۹)$$

در این مقاله همانند مقاله کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۰) پارامترهای به کار رفته در این تابع پیشین به صورت زیر انتخاب شده‌اند:

$$\underline{\alpha} = 0_{Kn\times 1};\ \underline{V} = 10I_K.\ \underline{v} = n+1.\ S^{-1} = I_n$$

۳-۲-۴- تابع پیشین ویشارت مستقل

در تابع پیشین توأمان طبیعی $\alpha|\Sigma$ نرمال بوده و Σ^{-1} توزیع ویشارت داشت. در این حالت، α و Σ(ضرایب مدل VAR و واریانس-کواریانس اجزای اخلال) از یکدیگر مستقل نبوده و در نتیجه α به Σ بستگی دارد. در تابع پیشین ویشارت مستقل این دو نسبت به هم مستقل هستند. به این منظور باید علامت‌گذاری‌های به کار رفته در مدل VAR را اندکی تغییر داده و در معادلات مختلف مدل متغیرهای توضیحی مختلفی داشته باشیم. در اینجا از $\beta = vec(A)$ به جای α استفاده نموده و هریک از معادلات مدل را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$y_{mt} = z'_{mt}\beta_m + \varepsilon_{mt} \qquad (۲۰)$$

1. Matrix-weighted average

2. Strength

3. Koop, G. (2003), pp 20 & 37.

اگر تمام معادلات را در یک ماتریس قرار دهیم به طوری که $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})', \varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ و

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_n \end{pmatrix}, Z_t = \begin{pmatrix} z'_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & z'_{2t} & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & z'_{nt} \end{pmatrix}$$

باشد که در آن β بردار $k \times 1$ بوده و Z_t ماتریس $n \times k$ باشد به گونه‌ای که $k = \sum_{j=1}^{n} k_j$ و $\varepsilon \sim i.i.d.\ N(0, \Sigma)$ است آنگاه $y_t = Z_t\beta + \varepsilon_t$. خواهد بود.

علاو بر این می توان با در نظر گرفتن

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_T \end{pmatrix}, Z = \begin{pmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_T \end{pmatrix}$$

به معادله زیر برسیم:

$$y = Z\beta + \varepsilon,$$

به گونه ای که $\varepsilon \sim N(0, I \otimes \Sigma)$ است. با در نظر گرفتن مدل بالا تابع پیشین مستقل نرمال-ویشارت یک تابع پیشین بسیار کلی برای مدل VAR خواهد بود که این تابع را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$p(\beta, \Sigma^{-1}) = p(\beta)p(\Sigma^{-1}) \qquad (۲۱)$$

به گونه‌ای که

$$\beta \sim N\left(\underline{\beta}, \underline{V_\beta}\right)$$

و

$$\Sigma^{-1} \sim W\left(\underline{S}^{-1}, \underline{v}\right).$$

برخلاف تابع پیشین توأمان طبیعی، تابع پیشین نرمال-ویشارت این اجازه را به محقق می دهد که توزیع پیشین ماتریس واریانس کواریانس ضرایب مدل، $\underline{V_\beta}$، را کاملاً با صلاحدید خود تعیین نماید و دیگر مقید به شکل $\Sigma \otimes \underline{V}$ نباشد. در این حالت یک تابع پیشین غیر مبتنی بر اطلاعات اولیه را می توان با در نظر گرفتن مقادیر زیر به دست آورد:

$$\underline{v} = \underline{S} = \underline{V_\beta}^{-1} = 0.$$

در این مقاله همانند مقاله‌ی کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۰) پارامترهای به کار رفته در این تابع پیشین به صورت زیر انتخاب شده‌اند:

$$\underline{\beta} = 0_{Kn\times 1}, \underline{V_\beta} = 10I_{Kn}, \underline{\upsilon} = n+1; \underline{S}^{-1} = I_n$$

۴-۲-۳- تابع پیشین SSVS-wishart (برای ضرایب مدل)

در روش SSVS با دو توزیع پیشین سلسله‌مراتبی یکی برای ضرایب و دیگری برای ماتریس واریانس- کواریانس اجزای خطا روبرو هستیم. می توان از این تابع هم برای توزیع پیشین ضرایب و هم برای توزیع پیشین عناصر ماتریس واریانس کواریانس اجزای خطا استفاده نمود. در اینجا تنها برای ضرایب مدل، α از تابع پیشین SSVS استفاده نموده، توزیع پیشین اجزای خطای مدل را توزیع ویشارت در نظر می‌گیریم.

اگر مدل VAR به صورت معادله‌ی ۲ در نظر گرفته شود و α بردار $Kn \times 1$ حاوی ضرایب مدل باشد تابع پیشین SSVS را می‌توان برای تمامی عناصر α به صورت یک تابع پیشین سلسله‌مراتبی تعریف نمود. این تابع که را می‌توان به طور فشرده به صورت زیر نوشت:

$$\alpha|\gamma \sim N(0, DRD) \qquad (۲۲)$$

به‌گونه‌ای که D یک ماتریس قطری است و عناصر (j,j) ام آن برابر با d_j است:

$$d_j = \begin{cases} k_{0j} & if\ \ \gamma_j = 0 \\ k_{1j} & if\ \ \gamma_j = 1 \end{cases} \qquad (۲۳)$$

همچنین R ماتریس همبستگی پیشین[1] بوده که برای سادگی بیشتر، معمولاً برابر با ماتریس I در نظر گرفته می‌شود که بیانگر این است که باور اولیه ما این است که میان مقدار ضرایب مدل همبستگی وجود ندارد.

در مرحله‌ی بعدتابع پیشین SSVS فرض می‌کند که هر یک از عناصر بردار $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_{Kn})'$ از توزیع برنولی برخوردار است(که از سایر عناصر این بردار مستقل بوده) و در نتیجه برای $j = 1, \dots, Kn$ داریم:

1. Prior correlation matrix

$$Pr\left(\gamma_j = 1\right) = \underline{q}_j$$
$$Pr\left(\gamma_j = 0\right) = 1 - \underline{q}_j \qquad (۲۴)$$

با توجه به تعریف متغیر مجازی γ_j، $\underline{q}_j$ به معنای احتمال اولیه شمول متغیر jام در مدل است. در صورت نبود اطلاعات اولیه‌ی خاصی برای تعیین مقدار $\underline{q}_j$، طبیعتاً مقدار پیش فرض آن برای تمامی j ها برابر با ۰/۵ خواهد بود که نشان می‌دهد باور اولیه[1] ما این است که احتمال شمول یا عدم شمول هر یک از ضرایب در مدل برابر است.

بردار γ، 2^{nK} حالت می‌تواند داشته باشد که هر یک نمایانگر یک مدل زیرمجموعه‌ی ممکن از مدل نامقید VAR می‌باشد به‌گونه‌ای که تنها متغیرهای متناظر با عناصر غیر صفر بردار γ در آن وارد شده‌اند. بنابراین برای هریک از بردارهای γ، $p(\gamma)$ برابر با احتمال پیشین محقق نسبت به مدل مقید ممکن متناظر با آن بردار است. این احتمال طبق رابطه‌ی زیر قابل محاسبه است: .

$$p(\gamma) = \prod_{i=1}^{nK} \left(\underline{q}_i\right)^{\gamma_i} \left(1 - \underline{q}_i\right)^{(1-\gamma_i)} \qquad (۲۵)$$

که در صورت شانس برابر قائل شدن برای شمول هریک از متغیرها در مدل احتمال پیشین فوق برای هر یک از مدل‌های مقید ممکن، یکسان و برابر با 2^{-nK} خواهد بود[2].

۵-۲-٤- تابع پیشین SSVS-full (برای ضرایب مدل و واریانس اجزای خطا)

با پیروی از جورج و سایرین[3] (۲۰۰۸) در این حالت علاوه بر ضرایب مدل، واریانس اجزای خطا نیز (به جای توزیع ویشارت $\Sigma^{-1} \sim W\left(\underline{S}^{-1}, \underline{v}\right)$, دارای توزیع پیشین SSVS خواهند بود. همانطور که در معادله‌ی ۷ اشاره شد می‌توان با در نظر گرفتن Ψ به

1. Prior beliif

۲. البته این امکان نیز وجود داشت که با استفاده از احتمال پیشین $p(\gamma) = w_{|\gamma|}\binom{nK}{|\gamma|}^{-1}$ اندازه‌ی مدل نیز در میزان احتمال آن نیز دخیل شود؛ یعنی اگر $w_{|\gamma|}$ (احتمال پیشین برای مدلی با اندازه $|\gamma|$) تابع نزولی از $|\gamma|$ در نظر گرفته شود محقق وزن بیشتری را برای مدلهای صرفه‌جوتر (parsimonious) قائل شده‌است. (George and McCulloch 1993).

3.George, E., Sun, D. and Ni, S. (2008)

عنوان یک ماتریس بالامثلثی معکوس ماتریس واریانس-کواریانس اجزای خطا را به صورت زیر نوشت:

$$\Sigma^{-1} = \Psi'\Psi$$

با در نظر گرفتن تابع پیشین SSVS، مجذور هر یک از عناصر قطر اصلی Ψ توزیع پیشین گامای استاندارد داشته، برای عناصر بالای قطر اصلی این ماتریس توزیع سلسله مراتبی همانند توزیع پیشین α خواهد داشت. بنابراین عناصر قطر اصلی همواره مثبت و غیرصفر بوده در مدل وجود خواهند داشت و این اطمینان را ایجاد می‌کند ماتریس واریانس-کواریانس اجزای خطا معین مثبت باشد.

در این جالت عناصر غیر صفر ماتریس Ψ به صورت ψ_{ij} و $\psi = (\psi_{11}, \dots, \psi_{nn})'$، $\eta_{\mathrm{j}} = \left(\psi_{1j}, \dots, \psi_{j-1,j}\right)'$ و $\eta = \left(\eta_2', \dots, \eta_n'\right)'$ در نظر گرفته می‌شوند. همانطور که اشاره شد عناصر قطر اصلی دارای توزیع زیر خواهند بود:

$$\psi_{jj}^2 \sim G\left(\underline{a}_j, \underline{b}_j\right) \qquad (۲۶)$$

به گونه‌ای که $G\left(\underline{a}_j, \underline{b}_j\right)$ بیانگر توزیع گاما با میانگین $\frac{\underline{a}_j}{\underline{b}_j}$ و واریانس $\frac{\underline{a}_j}{\underline{b^2}_j}$ می‌باشد. در این مقاله فرض بر این است که $\underline{a}_j = \underline{b}_j = 0.01$ باشد.[1] توزیع پیشین سلسله مراتبی مربوط به η نیز همان شکل توزیع نرمال ترکیبی α را دارا خواهد بود. علاقه‌مندان برای جزئیات بیشتر در این زمینه می‌توانند به مقالات جورج، سان و نی[2] (۲۰۰۸) و جاکمن، کوپ و استراچان[3] (۲۰۰۹) مراجعه نمایند.

۵- متغیرهای مدل

هدف از این تحقیق، بررسی اثر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی بخصوص سطح عمومی قیمت‌ها و تولید است. لذا با توجه به مطالعات پیشین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص تعدیل کننده‌ی تولید ناخالص داخلی- به عنوان شاخص قیمت- و نرخ

1. Koop and Korobilis, (2009)
2. George, Sun and Ni (2008)
3. Jochmann, M., Koop, G. and Strachan, R. (2009).

ارز را به عنوان متغیرهای کلان در مدل خود وارد می‌کنیم. از سوی دیگر با توجه به وابستگی بودجه دولت و کل اقتصاد به بخش نفت، درآمد نفت یکی از متغیرهای تاثیرگذار اقتصاد کلان کشور ماست و لذا برای دستیابی به تصویری صحیح از اقتصاد ایران ضروری است آن را در مدل خود وارد کنیم. البته از آنجا که درآمدهای نفتی به میزان تولید و قیمت جهانی نفت خام بستگی دارد و میزان تولید در طول سال‌های مختلف تقریباً ثابت بوده است، می‌توان گفت این متغیر به صورت برونزا تعیین شده و سایر متغیرهای کلان اقتصادی کشور در تعیین آن نقش بسزایی ندارد. از این رو این متغیر به صورت برونزا وارد مدل شده است.

عرضه پول اسمی نیز از حاصلضرب دو متغیر پایه‌ی پولی در ضریب فزاینده‌ی پولی حاصل می شود. ضریب فزاینده به نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به سپرده‌های دیداری و بانکی مدت‌دار، نسبت ذخیره‌ی آزاد بانک‌ها به مجموع سپرده‌های دیداری و مدت‌دار بانکی و نسبت ذخیره‌ی قانونی که بانک مرکزی تعیین می‌کند، بستگی دارد. با توجه به اینکه بانک مرکزی به ندرت از سیاست تغییر نرخ ذخیره‌ی قانونی استفاده می کند؛ لذا از طریق تغییر پایه پولی است که بر عرضه پول اعمال مدیریت می کند. بر این اساس، 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 فزاینده‌ی پولی است، بانک مرکزی اعمال نکرده است؛ به عنوان نمونه نظری و گوهریان (۱۳۸۱) و نوفرستی(۱۳۸۲) از پایه پولی یا اجزای آن به عنوان متغیر سیاست پولی استفاده کرده اند. 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 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 وارد مدل می شوند و عبارتند از تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶(GDP)، نرخ ارز غیررسمی(e)، درآمد نفت(OIL)، شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی (P) و پایه پولی (M).

سیمز[1](۱۹۸۰) و سیمز، استاک و واتسون(۱۹۸۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آن‌ها را در سیستم وارد کرد. استدلال آن‌ها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرهاست و نه برآورد پارامترها. در واقع استدلال اصلی آن‌ها این است که با تفاضل گیری، اطلاعاتی را که نشان دهنده وجود روابط هم جمعی میان متغیرهاست را از دست خواهیم داد. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست.(اندرس، ۱۳۸۶،ج ۲: ۷۰)

۶- تصریح مدل

با توجه به معادله (۱) مدل VAR زیر که دارای ۶ وقفه است، جهت بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران انتخاب شده است:

$$e_t \;\; M_t \;\; Gdp_t P_t = z'_t \; c + \sum_{j=1}^{4} \left(e_{t-j} M_{t-j} Gdp_{t-j} P_{t-j} \right) A_j + (\varepsilon_t^e \varepsilon_t^M \varepsilon_t^{Gdp} \varepsilon_t^P) \quad (۲۷)$$

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 متغیرهای برونزا و موهومی می‌باشد. به گونه‌ای که متغیرهای S_1، S_2 و S_3 متغیرهای موهومی مربوط به فصول بهار، تابستان و پاییز بوده و به منظور تعدیل فصلی وارد مدل شده‌اند و متغیر D متغیر موهومی مربوط به شکست ساختاری در عرض از مبدأ می‌باشد.

1. Sims (1980)

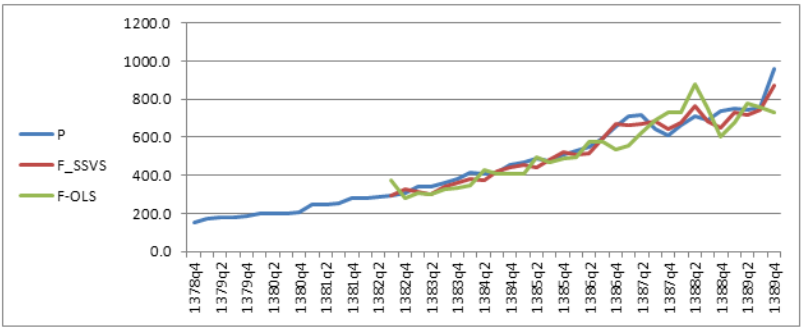
از آنجا که تابع پیشین SSVS با استفاده از متغیر مجازی γ به نوعی میانگین‌گیری بیزین مدل‌های مقید ممکن (BMA) می‌پردازد درباره‌ی تعیین تعداد وقفه مدل نگرانی وجود ندارد. به عبارت دیگر اگر وقفه‌های بالاتر در توضیح دهندگی مدل تأثیر به سزایی نداشته باشند، به طور خودکار احتمال پسین شمولیت آن‌ها در مدل پایین بوده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

٦-١- نتایج مدل

مدل مذکور با استفاده از نرم افزار متلب تخمین شده است. برای تخمین ضرایب مدل و به تابع عکس‌العمل آنی از شش تابع پیشین متفاوت که در بخش قبل توضیح داده شد استفاده شده است. در ادامه، نتیجه به کارگیری هر یک از این توابع پیشین و مزیت‌ها و نقاط ضعف هر کدام تشریح می شود.

از آنجا که مدل‌های VARدارای پارامترهای فراوانی هستند، بررسی پارامترهای تخمین زده شده کمتر مورد توجه محققان قرار می‌گیرد. یکی از روش‌های مقایسه‌ی کارآیی مدل‌های مختلف و میزان نیکویی برازش آنها در ادبیات اقتصادسنجی بیزین بررسی میزان دقت پیش‌بینی آن‌ها می‌باشد. در نمودار۱ پیش‌بینی خارج از نمونه متغیر تولید، انجام شده توسط دو مدل BVAR-SSVS و VAR-OLS مربوط به یک دوره جلوتر نشان‌داده شده است.

نمودار(۱): مقایسه‌ی پیش‌بینی برون نمونه‌ای شاخص قیمت با استفاده از مدل BVAR-SSVs وVAR



همان‌طور که در نمودار فوق مشاهده می‌نمایید پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای صورت گرفته با مدل BVAR به مراتب نسبت به VAR با واقعیت انطباق بیشتری دارد.

برای بررسی دقیق‌تر این مسأله پیش‌بینی هر یک از مدل‌های شش‌گانه فوق‌الذکر برای یک دوره‌ی جلوتر با استفاده از داده‌های دوره آتی در جدول ۱ بررسی شده است.

جدول(۱): پیش‌بینی یک دوره‌ی جلوتر متغیرهای مدل

تابع پیشین مورد استفاده	gdp_{T+1}	p_{T+1}	e_{T+1}	m_{T+1}
OLS	11.83 (0.08)	6.54 (0.11)	9.04 (0.14)	12.89 (0.13)
Minnesota	11.81 (0.08)	6.56 (0.09)	9.11 (0.13)	12.86 (0.11)
Natural conjugate	11.80 (0.23)	6.61 (0.23)	9.12 (0.24)	12.86 (0.23)
Independent Wishart	11.80 (0.20)	6.58 (0.23)	9.12 (0.23)	12.86 (0.22)
SSVS_Wishart	11.78 (0.15)	6.63 (0.20)	9.14 (0.23)	12.87 (0.20)
SSVS-Full	11.79 (0.05)	6.60 (0.07)	9.15 (0.12)	12.87 (0.07)
مقدار واقعی	11.91	6.58	9.16	12.96

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌نمایید پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین SSVS-FULL در مورد مقدار آتی هریک از متغیرهای درونزای مدل نسبتا دقیق‌تر بوده‌اند. در حالی که پیش‌بینی‌های انجام شده با بهره‌گیری از تابع پیشینتوأمان طبیعی و مستقل ویشارت دقت پایین‌تری دارند.

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

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[\, y_{i,\tau+h}^{0} - E\left(y_{i,\tau+h} \middle| \, Data_{\tau}\right)\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \qquad (۲۸)$$

با در نظرگرفتن $\tau_0 = 1377q2$ و افق پیش‌بینی متفاوت از $h = 1$ تا $h = 4$ پیش‌بینی هریک از مدل‌های فوق را، با هم مقایسه نموده‌ایم. در جدول ۳ شاخص RMSE برای مدل‌های مختلف و افق‌های پیش‌بینی مذکور نشان داده شده است.

همانطور که مشاهده می‌نمایید مدل BVAR با استفاده از تابع پیشین SSVS-Wishart پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارایه می‌کنند. نکته‌ی قابل توجه آن است که مدل VAR با تابع پیشین پراکنده (OLS) پایین‌ترین دقت را دارد. بنابراین در عمل نیز مشخص شد که تخمین مدل VAR از روش اقتصادسنجی کلاسیک و استفاده از روش OLS برای تخمین آن به دلیل مشکل وفور پارامتر نتایج بسیار ضعیف‌تری را به دنبال دارد. اما استفاده از روش BVAR با تابع پیشین SSVS به دلیل 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 از روش BVAR با تابع پیشین SSVS-Wishart استفاده خواهیم نمود.

جدول (۲): شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف برای ٤ دوره جلوتر

نوع تابع پیشین	۱ دروه جلوتر	۲ دوره جلوتر	۳ دوره جلوتر	٤ دوره جلوتر	متوسط ۱ تا ٤ دوره	شاخص نسبی
OLS	0.30	0.45	0.39	0.40	0.38	1.00
Minesota	0.28	0.36	0.32	0.15	0.28	0.73
Natural conjugate	0.29	0.38	0.37	0.18	0.30	0.79
Independent wishart	0.29	0.34	0.37	0.18	0.29	0.77
SSVS-Wishart	0.28	0.28	0.31	0.10	0.24	0.64
SSVS-Full	0.29	0.31	0.31	0.12	0.26	0.68

۲-۶- احتمال شمولیت پسین

تابع پیشین SSVS این امکان را فراهم می‌نماید که احتمال $Pr(\gamma_j = 1 \mid y)$ را برای هریک از ضرایب مدل VAR محاسبه نماییم. 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 استفاده

شود. جدول ۴ برای هر یک از ضرایب مدل به کار گرفته شده در این مقاله، احتمال پسین شمولیت[1] را نمایش داده است.

جدول (۳): احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل BVAR با تابع پیشین SSVS-Full

P	Gdp	e	M	
0.307	0.171	0.087	1	$intercept$
0.035	0.077	0.037	1	oil_{t-1}
0.058	0.044	0.031	1	m_{t-1}
0.107	0.027	1	0.059	e_{t-1}
0.029	0.26	0.042	1	gdp_{t-1}
1	0.044	0.032	0.082	p_{t-1}
0.032	0.019	0.102	0.181	m_{t-2}
0.081	0.036	0.126	0.196	e_{t-2}
0.05	0.232	0.049	0.246	gdp_{t-2}
0.06	0.055	0.034	0.651	p_{t-2}
0.101	0.033	0.028	0.046	m_{t-3}
0.059	0.056	0.088	0.24	e_{t-3}
0.525	0.048	0.116	0.071	gdp_{t-3}
0.047	0.041	0.031	0.998	p_{t-3}
0.068	0.034	0.042	0.067	m_{t-4}
0.064	0.044	0.133	0.302	e_{t-4}
0.098	0.967	0.167	0.102	gdp_{t-4}
0.049	0.033	0.032	0.15	p_{t-4}
0.051	0.047	0.038	0.044	m_{t-5}
0.048	0.049	0.164	0.093	e_{t-5}
0.03	0.069	0.037	0.032	gdp_{t-5}
0.037	0.026	0.051	0.031	p_{t-5}
0.029	0.045	0.062	0.102	m_{t-6}
0.122	0.056	0.103	0.066	e_{t-6}
0.037	0.22	0.058	0.064	gdp_{t-6}
0.061	0.038	0.077	0.047	p_{t-6}

1. posterior inclusion probabilities

از نمودار فوق به خوبی چگونگی انقباض مدل و دقت تخمین آن توسط تابع پیشین SSVS مشخص می‌گردد. 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 در جدول ۳ مشاهده می‌نمایید از ۱۰۴ ضریب موجود در مدل، تنها ۱۰ ضریب اهمیت بالایی دارند 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 کروبلیس،۲۰۱۰)؛ به عنوان مثال در جدول بالا به خوبی مشخص است که در وقفه‌های پنجم و ششم تنها دو ضریب از اهمیت زیادی برخوردار هستند، اما در این مقاله از روش BMA بهره جسته‌ایم.

۳-۶- توابع عکس‌العمل

شایان ذکر است که در این مقاله همانند مقاله کوپ و کروبلیس(۲۰۱۰) از فرم حل شده مدل VAR استفاده شده و برای شناسایی تکانه‌ها از روش رایج تجزیه چولسکی استفاده گردیده است.

در مدل‌های خودرگرسیون برداری برای بررسی تأثیر ایجاد یک شوک در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس العمل آنی[1] استفاده نمود. نحوه محاسبه توابع عکس‌العمل در اکثر کتب اقتصادسنجی همچون اندرس(۲۰۰۴) توضیح داده شده است. در اینجا به طور خلاصه به این موضوع پرداخته شده است. به منظور بررسی اثر شوک‌های وارده به هر یک از متغیرهای مدل باید مدل VAR را به مدل VMA تبدیل نمود. به عنوان مثال مدل دو متغیره ارائه شده در معادله‌ی ۱۷ را می توان به صورت معادله‌ی ۱۸ نوشت[2]:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \qquad (۲۹)$$

1. impulse response function

۲. برای مطالعه‌ی بیشتر به Enders (2004) فصل پنج مراجعه نمایید.

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \overline{y} \\ \overline{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{pmatrix} \quad (۳۰)$$

اگر اجزای اختلال معادله فوق را بر حسب اجزای اختلال فرم ساختاری مدل خودرگرسیون برداری[۱] بنویسیم در نهایت به معادله‌ی زیر دست می‌یابیم:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \overline{y} \\ \overline{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11}(i) & \Phi_{12}(i) \\ \Phi_{21}(i) & \Phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{pmatrix} \quad (۳۱)$$

که می‌توان آن را به طور فشرده به صورت زیر نوشت:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t-i} \quad (۳۲)$$

می‌توان از هرکدام از عناصر ماتریس Φ_i[۲] برای اندازه گیری اثر شوک‌های وارده $(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt})$ بر کل مسیر دنباله‌های $\{y_t\}$ و $\{z_t\}$ استفاده نمود؛ به عنوان مثال ضریب $\Phi_{12}(0)$ تأثیر آنی یک واحد تغییر در ϵ_{zt} بر y_t است. به همین صورت، $\Phi_{11}(1)$ و $\Phi_{12}(1)$ به ترتیب عکس‌العمل y_t به تغییر یک واحدی در ϵ_{yt-1} و ϵ_{zt-1} می باشد. می‌توان با جمع ضرایب توابع عکس العمل آنی، تأثیرات انباشت شده یک واحد شوک در ϵ_{yt} و/یا ϵ_{zt} را محاسبه نمود. به عنوان مثال، با توجه به اینکه بعد از n دوره، تأثیر ϵ_{zt} بر مقدار y_{t+n} برابر با $\Phi_{12}(n)$ می‌باشد، تأثیر انباشت‌شده یک واحد شوک در ϵ_{zt} بر دنباله $\{y_t\}$ برابر است با:

$$\sum_{i=0}^{n} \Phi_{12}(i)$$

همان‌طور که در نمودارهای ۲ و ۳ مشاهده می‌شود، نتیجه به دست آمده از روش OLS به دلیل وجود مشکل وفور پارامتر، فوق العاده کم دقت و همراه با واریانس بالاست، چرا که وجود پارامترهای زیاد در مدل VAR درجه آزادی مدل را به شدت کاهش داده

---

۱. فرم ساختاری مدل (SVAR) به صورت زیر می‌باشد:

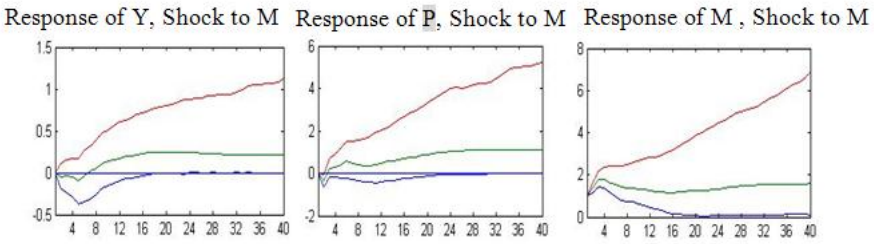
$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

که نامشخص بوده و یکی از روش‌های مشخص کردن آن این است که با فرض تجزیه چولسکی، b_{21} را برابر با صفر در نظر بگیریم.

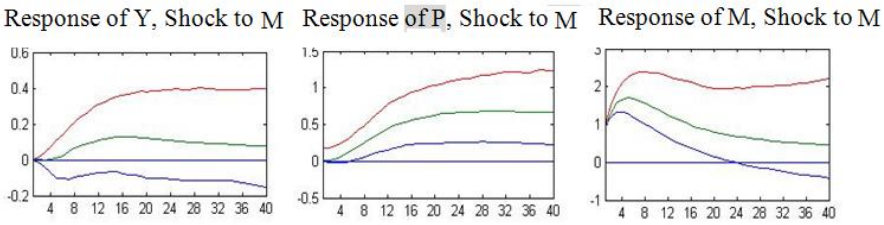
۲. به گونه‌ای که $\Phi_i = \left[\frac{A^i}{1-b_{12}b_{21}}\right] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$

و باعث پایین آمدن دقت ضرایب تخمین زده شده و در نهایت تابع عکس‌العمل آنی می شود. اما روش‌های بیزین با منقبض نمودن مدل این مشکل را به خوبی برطرف نموده و دقت تخمین را بالا می برند. این مسأله به خوبی در نمودار ۳ که با روش بیزین و با استفاده از تابع پیشین SSVS محاسبه شده است قابل مشاهده است؛ به گونه‌ای که توابع عکس العمل آنی به دست آمده از این روش از پراکندگی کمتری برخوردار بوده و نوارهای مربوط به صدک دهم و نودم(در مقایسه با نمودار ۲) بسیار به نوار میانه نزدیک‌تر است که نشان‌دهنده‌ی دقت بسیار این روش در محاسبه توابع عکس‌العمل می‌باشد. طبق این نمودار ایجاد یک شوک پولی تقریبا بعد از گذشت ۴ دوره روی تولید اثر گذاشته و در دوره‌ی ۱۶ به حداکثر تأثیرگذاری رسیده و بعد از آن به مرور میرا می شود. اما اثر این شوک بر شاخص قیمت تقریبا بعد از دوره ۲ بروز پیدا کرده و در دوره‌ی ۳۲ به حداکثر خود می‌رسد. نکته قابل توجه این است که سیاست پولی انبساطی در ایران تقریباً یک تأثیر پایدار بر روی سطح عمومی قیمت ها می گذارد. همچنین بر اساس شکل سوم از نمودار مذکور(از سمت چپ) افزایش در حجم پول ماندگار نبوده و به مرور اثر شوک پولی بر خود حجم پول میرا می‌شود.

نمودار(۲): توابع عکس العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به یک واحد شوک سیاست پولی(با استفاده از روش Ols)



نمودار(۳): توابع عکس العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به یک واحد شوک سیاست پولی (با استفاده از روش بیزین و تابع پیشین SSVS)



جدول (٤): تأثیر یک شوک پولی بر تولید و شاخص قیمت

	میزان واکنش دوره اول	بیشترین میزان واکنش	دوره‌ی بیشترین میزان واکنش	میانگین واکنش‌ها در ۱۲ دوره اول
تولید	۰	۰.۱۲۲۰	۱۶	۰.۰۳۹۴
شاخص قیمت	۰	۰.۶۷۳۳	۳۲	۰.۰۶۷۸

۷- نتیجه‌گیری

بر اساس معیارهای مختلف، استفاده از تابع پیشین SSVS با توجه به داده‌های تحقیق، برای بررسی اثرات سیاست پولی در ایران با استفاده از روش BVAR نسبت به سایر توابع پیشین که در متن مقاله به آن‌ها اشاره شده است، مناسب‌تر است. پیش‌بینی برون نمونه‌ای بر اساس روش SSVS-BVAR نسبت به روش VAR هم برای سطح قیمت‌ها و هم برای سطح تولید بسیار دقیق‌تر می‌باشد که نشان از بهبود قدرت توضیح‌دهندگی مدل SSVR_BVAR نسبت به مدل VAR می‌باشد. توابع عکس‌العمل آنی تخمین زده شده نشان می‌دهد که شوک پولی مثبت (افزایش حجم پول) اثرات انبساطی بر تولید حقیقی در اقتصاد ایران دارد. این یافته با یافته‌های سایر مطالعات تجربی سازگار است. از سوی دیگر افزایش حجم پول، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم را نیز در بر دارد؛ لذا افزایش عرضه پول در عین حال که باعث ایجاد رونق در اقتصاد ایران خواهد شد، تورم را نیز در پی خواهد داشت.

توابع عکس‌العمل آنی بر اساس تابع پیشین SSVS نشان می‌دهند که سطح قیمت‌ها سریع‌تر از سطح تولید به شوک پولی واکنش نشان می‌دهند. همچنین اثرات شوک پولی بر سطح قیمت‌ها بسیار پایدارتر از سطح تولید است؛ به بیان دیگر، اثرات شوک پولی بر تولید پس از ۱۶ دوره کاهش می‌یابد اما سطح قیمت‌ها تا ۳۲ دوره همچنان افزایشی است و پس از دوره‌ی ۳۲ سرعت کاهش آن بسیار کند است. بر این اساس به نظر می‌رسد که هزینه افزایش عرضه پول یعنی تورم با توجه به سرعت واکنش و پایداری آن بیشتر از افزایش تولید و رونق در اقتصاد باشد. در واقع شوک پولی اگر در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید می‌شود اما افزایش مدوام قیمت‌ها در یک دوره‌ی طولانی را در پی خواهد داشت و لذا استفاده از این ابزار برای افزایش تولید و رونق اقتصادی هزینه‌های فراوانی خواهد داشت. بر این اساس سیاست‌گذاران پولی نباید از افزایش عرضه‌ی پول برای ایجاد رونق در اقتصاد استفاده کنند.

منابع

۱. ابونوری، اسماعیل، کریمی، سعید پتانلار و مردانی، محمدرضا(۱۳۸۹)، اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از مدل از روش خودرگرسیون برداری، پژوهشنامه اقتصادی،(۱۰)۳ (پیاپی ۳۸): ۱۱۷-۱۴۳.

۲. اندرس، والتر(۱۳۸۶)، اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه‌ی مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، تهران: دانشگاه امام صادق(ع).

۳. توتونچیان، ایرج(۱۳۷۵)، *اقتصاد پول و بانکداری*. تهران: مؤسسه‌ی تحقیقات پولی و بانکی.

۴. شریفی‌رنانی، حسین و دیگران(۱۳۸۸)، بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی از طریق کانال وام دهیسیستم بانکی در ایران، مدلسازی اقتصادی. ۳و (پیاپی ۱۰)): ۲۷-۴۸.

۵. شیرین‌بخش، شمس‌اله(۱۳۸۴)، اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال. پژوهشنامه اقتصادی. ۵و۴ (پیاپی۱۹)): ۲۶۳-۲۷۳.

۶. فرجی، یوسف(۱۳۷۹)، *آشنایی با ابزارها و نهادهای پولی و مالی*. تهران، مؤسسه‌ی عالی بانکداری ایران.

۷. کشاورز حداد، غلامرضا و امید مهدوی(۱۳۸۴)، آیا بازار سهام در ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۱۴۷:۷۱-۱۷۰.

۸. موسوی‌محسنی، رضا، سعیدی‌فر، مریم (۱۳۸۵)، منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران، تحقیقات اقتصادی. –(۷۲): ۲۸۱-۳۰۳.

9. Anzuini, A. and Levy, A. (2007), Monetary policy shocks in the new EU members: a VAR approach, *Applied Economics*, vol. 39, issue 9, pp. 1147-1161
10. Bernanke, B. and A. Blinder. (1992). 'The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission' *American Economic Review*. Vol. 82(4):901-921.
11. Borys, M. and Horváth , R. (2008), The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic:An Empirical Study, *William Davidson Institute Working Paper*, No. 922.
12. Carare, A. and Popescu, A. (2011), Monetary Policy and Risk-Premium Shocks in Hungary: Results from a Large Bayesian VAR, *IMF Working Paper*, WP/11/259.
13. Carlo, Migliardo. (2010)."Monetary Policy Transmission in Italy: A BVAR Analysis with Sign Restriction." Czech Economic Review, Charles University Prague. Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies. vol. 4(2):139-167.
14. Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans. (1996). 'The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds' *Review of Economics and Statistics*. 78(1):16-34.
15. Doan, T., R. Litterman and C. Sims (1984). "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions". Econometric Reviews. Vol. 3, No. 1: 1-100.

16. Friedman, M. (1958), 'The Supply of Money and Changes in Prices and Output', reprinted in *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Chicago: Aldine, 1969.George, E. and McCulloch, R. (1993). "Variable selection via Gibbs sampling." Journal of the American Statistical Association. 85:398-409.
17. George, E., Sun, D. and Ni, S. (2008). "Bayesian stochastic search for VAR model restrictions," Journal of Econometrics. 142: 553-580
18. Hsing, Y. (2004), Responces of Argentine Output to Shocks to Monetary Policy, Fiscal Policy and Exchange Rates: A VAR Model, *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 4-1.
19. Jochmann, M., Koop, G. and Strachan, R. (2009). "Bayesian forecasting using stochastic search variable selection in a VAR subject to breaks." International Journalof Forecasting, forthcoming.
20. Koop, G. (2003). "Bayesian Econometrics" John Wiley and Sons.
21. Koop, G. (2010). "Forecasting with medium and large Bayesian VARs," manuscript available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/.
22. Koop,G. Korobilis,D (2010) " Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics" manuscript available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/.
23. Litterman, R.B. (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience". Journal of Business and Economic Statistics. Vol. 4, No. 1: 25-38.
24. Lucas, R.E. Jr (1996), 'Nobel Lecture: Monetary Neutrality', *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 4, pp. 661-682
25. Mishkin, F. (1995). 'Symposium on the Monetary Transmission Mechanism'.*The Journal of Economic Perspectives*.Vol. 9, No. 4: 3-10.
26. Mishkin, F. (2001). '*The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy'*.NBER working paper series, No. 8617.

27. Morris, C. and G. Sellon, (1995). '*Bank lending and monetary policy: evidence on a credit channel*'. Federal Reserve Bank of Kansas City.
28. Romer, C. and D. Romer (1989). 'Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spiritof Friedman and Schwartz'.*NBER Macroeconomics Annual*. Vol.4:121-170.
29. Sims, C. (1980). "Macroeconomics and reality". Econometrica. 48:1-80.
30. Koop,G. Korobilis,D (2010) " Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics" manuscript available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/.
31. Doan, T., R. Litterman and C. Sims (1984), "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", Econometric Reviews, Vol. 3, No. 1, pp. 1-100.
32. Litterman, R.B. (1986) "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience", Journal of Business and Economic Statistics, January 1986, Vol. 4, No. 1, pp. 25-38.
33. Koop, G. (2010). "Forecasting with medium and large Bayesian VARs," manuscript available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/.
34. Koop, G. (2003). "Bayesian Econometrics" John Wiley and Sons.
35. George, E., Sun, D. and Ni, S. (2008). "Bayesian stochastic search for VAR model restrictions," Journal of Econometrics, 142, 553-580
36. Jochmann, M., Koop, G. and Strachan, R. (2009). "Bayesian forecasting using stochastic search variable selection in a VAR subject to breaks," International Journal of Forecasting, forthcoming.
37. George, E. and McCulloch, R. (1993). "Variable selection via Gibbs sampling," Journal of the American Statistical Association, 85, 398-409.