فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی ـ ایرانی)
سال سیزدهم، شماره ۴۹، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۴۸-۱

بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی (با استفاده از رهیافت BVAR با تابع پیشین SSVS): مطالعه موردی ایران

مهدی صادقی شاهدانی*، حامد صاحب‌هنر**، علی طاهری فرد*** و سیدرضا نخلی****

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۳۰

نرخ ارز یکی از متغیرهای اصلی اقتصاد است که از کانال‌های مختلف بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. در این مقاله، آثار شوک‌های ارزی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از روش BVAR با تابع پیشینSSVS برآورد شده است. تمام مدل‌های بیزین مشتمل بر سه جزء اساسی تابع چگالی پیشین، تابع راست‌نمایی و تابع چگالی پسین است و بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود، می‌توان به نتایج مختلفی دست یافت. در این مطالعه نتایج پیش‌بینی مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل خودرگرسیون برداری بیزین با توابع پیشین مختلف از جمله تابع پیشین یادشده (SSVS-VAR) با یکدیگر مقایسه می‌شود. متغیرهای درون‌زای مدل مقاله، نرخ ارز بازاری، پایه پولی، تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت و متغیر برون‌زای مدل درآمد حاصل از صادرات نفت خام ایران است. براساس نتایج این مقاله، پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده تابع پیشین SSVS در مورد مقدار آتی هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل دقیق‌تر از روش OLS و تابع پیشین مینسوتا است. در نهایت، با استفاده از تابع

---

* عضو هیأت علمی و دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه امام صادق(ع)، پست الکترونیکی: Shahdan@yahoo.com.

** دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد و عضو دفتر مدل‌سازی اقتصاد ایران دانشگاه امام صادق (ع)، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Sahebhonar@isu.ac.ir.

*** عضو هیأت علمی دانشگاه امام صادق (ع)، پست الکترونیکی: Taherifard@isu.ac.ir.

**** دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد و عضو دفتر مدل‌سازی اقتصاد ایران دانشگاه امام صادق (ع)، پست الکترونیکی: Nakhli@isu.ac.ir.

عکس‌العمل آنی[1] اثر شوک‌های وارده بر متغیر نرخ ارز بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی برآورد شده است. براساس نتایج به‌دست آمده، کاهش قدرت پول ملی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود و تأثیر مثبت و پایداری بر شاخص قیمت‌ها دارد.

طبقه‌بندی JEL: C11, C53, F41, F47.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز، خودرگرسیون برداری بیزین، تابع پیشین SSVS، تابع عکس‌العمل آنی.

۱- مقدمه

نرخ ارز به‌عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با سایر کشورهاست. با فرض تبدیل‌پذیریِ کامل انواع پول‌ها در یک کشور، نرخ ارز شاخه مهمی از اقتصاد پولی است که در تمام عرصه‌های اقتصادی تأثیر زیادی می‌گذارد[2]. در اقتصاد یک کشور نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل خود با سایر متغیرهای داخلی و خارجی، از این جهت که هم از سایر تحولات اقتصادی داخل و خارج از کشور اثر می‌پذیرد و هم بر متغیرهای اقتصادی داخل و خارج آثار قابل توجهی می‌گذارد، متغیری کلیدی به شمار می‌آید. آثار نوسانات نرخ ارز بر سایر متغیرهای اقتصادی که خود از اثرپذیری نرخ ارز از تحولات اقتصادی جامعه نشأت می‌گیرد، از موضوع‌های مهمی بوده که به‌خصوص در کشورهای توسعه‌نیافته یا درحال‌توسعه مطرح است. ازاین‌رو، با توجه به وضعیت اقتصادی کشور و نوسانات نرخ ارز، در پژوهشی اثرات متقابل نرخ ارز و متغیرهای مهم اقتصادی در کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پرسش‌های جدی و چالش‌برانگیزی در مورد تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سطح فعالیت‌های اقتصادی و سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد وجود دارد. براساس چهارچوب و آرای اقتصاددانان کینزی، کاهش ارزش پول ملی از طریق افزایش خالص صادرات و افزایش تقاضای کل باعث افزایش تولید می‌شود، اما این مسأله تنها یک شرط لازم برای انبساطی بودن کاهش قدرت پول ملی است، نه کافی؛ برای مثال، کاهش ارزش پول ملی باعث گران‌تر شدن نهاده‌های وارداتی

1- Impulse Response Function

۲- گرجی و خیابانی،۱۳۸۱.

می‌شود و می‌تواند به انقباض منحنی عرضه کل اقتصاد منجر شود. همچنین می‌تواند به کاهش سرمایه‌گذاری که جزء مهمی از تقاضای کل است، منجر شود. بنابراین، تأثیر خالص این سیاست بر تولید به لحاظ تئوری (نظری) مبهم بوده و هنوز به‌عنوان یک مسأله تجربی در بین اقتصاددانان مطرح است. اگر شرایط مارشال ـ لرنر برقرار باشد و چسبندگی‌های اسمی وجود نداشته باشند، این انتظار وجود دارد که کاهش ارزش پول داخلی به رونق خالص صادرات منجر شود و از این طریق، تولید را افزایش دهد و در نتیجه، به اثرات انبساطی منجر شود. این مسأله مادامی صادق است که تأثیرات منفی کاهش ارزش پول داخلی به اثرات مثبت آن سلطه نداشته باشد. عوامل انقباضی بودن اثر افزایش نرخ ارز عبارت‌اند از: کاهش میزان جذب داخلی، افزایش هزینه واردات مواد و نهاده‌های اولیه، مشکلات موجود در طرف عرضه و نبود زیرساخت‌ها و ظرفیت‌های لازم در بخش صادرات، تغییر توزیع درآمد (به نفع صاحبان عوامل تولید) و دیگر اثرات مالی انقباضی مانند تأثیرهای وارد بر تراز پرداخت‌ها، مشکلات مربوط به حساب سرمایه، کاهش اعتماد تجاری و...، اما نظریه‌های قابل ملاحظه‌ای در مورد این مسأله وجود دارد که کدام یک از اثرات مثبت یا منفی کاهش ارزش پول ملی تفوق دارد. شواهد تجربی بیان‌کننده نتیجه روشن و مشخصی در این زمینه نیست و بسته به نمونه مورد بررسی و مدل انتخاب شده می‌توان نتایج مختلفی را به‌دست آورد. کروگر[1] (۱۹۷۸)، کروگمن و تیلور[2] (۱۹۷۸) و ادواردز[3] (۱۹۸۹آ) و ادواردز (۱۹۸۹ب) در بین سایر اقتصاددانان، در مورد این مسأله مباحث مفهومی و جامعی را ارایه کرده‌اند. از آنجا که اقتصاد ایران با مشکلات نهادی و زیرساختی زیادی به‌خصوص در طرف عرضه مواجه است، به نظر می‌رسد، اثرات انقباضی افزایش نرخ ارز بر اثرات انبساطی آن تفوق داشته باشد. ازاین‌رو، در این مقاله سعی می‌کنیم با بررسی متغیرهای کلان اقتصاد ایران و آمارهای موجود در این زمینه، به بررسی رابطه بین نرخ ارز و سایر متغیرهای کلان اقتصادی بپردازیم.

یکی از روش‌های مناسب برای بررسی ارتباط متقابل متغیرهای اقتصادی، استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری است، اما از آنجا که چنین مدل‌هایی در ماهیت دارای پارامترهای زیادی برای تخمین هستند، ازاین‌رو، مشکل اساسی آنها بسیاری پارامتر و کاهش شدید درجه آزادی در تخمین ضرایب و بی‌معنی بودن است. این مسأله، به‌خصوص در نمونه‌های کوچک شدیدتر به نظر

1- Krueger. A
2- Krugman, P., and L. Taylor
3- Edwards, S

می‌رسد. بنابراین، با توجه به فقدان اطلاعات آماری وسیع و طولانی در ایران، استفاده از روش‌های خودرگرسیون برداری بدون انقباض ضرایب آن مفید نیست و می‌تواند به نتیجه‌گیری‌های اشتباه منجر شود. بنابراین، باید به دنبال روشی برای انقباض صحیح ضرایب مدل خودرگرسیون برداری بود. یکی از روش‌های رو به گسترش و جدید در این زمینه استفاده از رویکرد بیزین است. روش بیزین با ترکیب باورهای اولیه محقق و اطلاعات موجود در داده‌ها به صورت خودکار به انقباض مدل‌های مختلف از جمله مدل‌های خودرگرسیون برداری می‌پردازد.

در بخش دوم این مقاله به پیشینه تحقیق اشاره می‌شود و مطالعات قبلی در زمینه نرخ ارز و تأثیر و تأثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، مبانی نظری متغیرهای اقتصادی اثرگذار و اثرپذیر بر نرخ ارز (که در مدل مورد بررسی به کار رفته‌اند) در قالب تئوری‌های (نظریه‌های) موجود تبیین می‌شود و در بخش چهارم، پس از تبیین مدل خودرگرسیون برداری و به‌خصوص رویکرد بیزین، روابط بین نرخ ارز و متغیرهای مهم اقتصادی منتخب و تخمین ضرایب مدل بررسی می‌شود. در رویکرد بیزین از توابع پیشین مختلفی استفاده شده است و نتایج به‌دست آمده از هر روش نیز با هم مقایسه شده‌اند. سپس، با تعریف شاخص RMSE بهترین مدل که دارای کمترین انحراف پیش‌بینی خارج از نمونه است انتخاب و از آن برای بررسی توابع عکس‌العمل آنی استفاده می‌شود. در نهایت، در قسمت پنجم این مقاله جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از مباحث مطرح شده، ارایه می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

پژوهش‌های متعددی در زمینه مدل‌سازی رابطه نرخ ارز و سایر متغیرهای کلان اقتصادی چه در خارج و چه در داخل کشور صورت گرفته است. نتایج این پژوهش‌ها را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد؛ دسته نخست، نتایج مربوط به عوامل تأثیرگذار بر نرخ ارز و دسته دوم، نتایج مربوط به اثر تغییر در نرخ ارز بر سایر متغیرهای اقتصادی. براساس این نحوه تقسیم‌بندی، در اینجا فهرستی از پژوهش‌های صورت گرفته ارایه می‌شود:

۲-۱- نتایج به‌دست آمده در مورد عوامل تأثیرگذار بر نرخ ارز

در مورد عوامل مؤثر در نوسانات نرخ ارز در بین پژوهش‌های صورت گرفته در خارج از کشور، وانگ[1] (۲۰۰۵)، در پژوهشی با عنوان «منابع نوسانات نرخ واقعی ارز در کشور چین»، به این نتیجه رسید که اغلب، شوک‌های عرضه و تقاضای حقیقی، عوامل اصلی در نوسانات نرخ ارز محسوب می‌شوند. همچنین کارستی و پولو[2] (۲۰۰۰)، در تحقیقات خود در مورد نقش نرخ بهره بهینه و تغییرات نرخ ارز، به ارتباط متقابل و معنادار نرخ ارز و نرخ بهره پی بردند. گلدبرگ و کلاین[3] (۱۹۹۷)، در بررسی رابطه قیمت کالاها و نرخ ارز دریافتند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برخی از کشورهای درحال‌توسعه به‌طور معناداری نرخ‌های حقیقی ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کاراس[4] (۱۹۹۳)، در تحلیل نوسانات اقتصاد کلان آمریکا، طی دوره ۱۹۸۹-۱۹۷۳ به مطالعه اقتصاد آمریکا پرداخت و به این نتیجه رسید که رشد سریع پول به کاهش ارزش دلار منجر می‌شود.

در بررسی نوسانات نرخ واقعی و اسمی ارز، لاستراپس[5] (۱۹۹۲) و اندرس و لی[6] (۱۹۹۷)، به این نتیجه رسیدند که شوک‌های اسمی (مانند عرضه اسمی پول) اثر بلندمدتی بر نرخ حقیقی ارز نخواهند داشت و آنچه نرخ‌های ارز حقیقی را در بلندمدت متأثر می‌کند، شوک‌های حقیقی است. شوک‌های اسمی نیز تنها تغییرات موقت در نرخ ارز حقیقی را توضیح می‌دهند.

ادواردز (۱۹۹۱)، در مدل نظری خود برای تبیین پویایی‌های نرخ واقعی ارز نشان داد که در بلندمدت نرخ واقعی ارز متأثر از متغیرهای حقیقی بوده و در کوتاه‌مدت ممکن است تحت تأثیر عوامل اسمی و واقعی قرار گیرد. همچنین ادواردز (۱۹۸۹)، در تحقیق دیگری در تحلیل رابطه تعرفه نرخ واقعی ارز و رابطه مبادله به این نتیجه رسید که عوامل بنیادین تعیین‌کننده نرخ ارز عبارت‌اند از: رابطه مبادله، ترکیب مخارج دولت، کنترل جریان سرمایه، کنترل‌های ارزی و تجاری، پیشرفت فناوری و موجودی سرمایه.

گیلیفسون و هلی ول[7] (۱۹۸۳)، در پژوهشی با موضوع رویکرد پولی کینز در نظام نرخ ارز شناور، در سال‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۸۳ مدلی عمومی را در قالب سیستم معادلات برای تعیین نرخ ارز

1- Wang
2- Corestti and Polo
3- Goldberg and Klein
4- Karras
5- Lastrapes
6- Enders and Lee
7- Gylfason and Helliwell

ارایه دادند که در آن، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، قیمت‌ها و نرخ‌های بهره به‌طور کوتاه‌مدت در مدل درون‌زا هستند. در این مدل، تغییرات نرخ ارز تابعی از نسبت سطح عمومی قیمت‌های خارجی به داخلی، مخارج دولت، نسبت نرخ بهره خارج به داخل، تغییر در دارایی اوراق قرضه خارجی و داخلی، درآمد ملی و نرخ انتظاری ارز است.

در تحقیقاتی که در داخل کشور انجام شده، عوامل مؤثر بر تعیین نرخ اسمی و حقیقی ارز مورد بررسی قرار گرفته است.

در مطالعه‌ای که همتی و مباشرپور (۱۳۹۰)، با عنوان «منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی‌به نفت»، با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری در مورد عوامل مؤثر بر نرخ ارز حقیقی و اسمی انجام دادند، شوک‌های اسمی (قیمت نفت، عرضه پول و کاهش ارزش پول) تنها اثراتی کوتاه‌مدت بر نرخ حقیقی ارز داشته‌اند، در حالی که شوک‌های حقیقی (تغییر در منابع در دسترس، بهره‌وری و مخارج حقیقی) به‌طور آنی، نرخ اسمی و حقیقی ارز را افزایش می‌دهند و دارای ماهیت دایمی و بلندمدت نیز هستند و این در حالی است که شوک‌های اسمی در کوتاه‌مدت نقش نسبتاً بیشتری نسبت به شوک‌های حقیقی در توضیح رفتار نرخ حقیقی ارز بازی می‌کنند.

در پژوهش آقایی و همکاران (۱۳۸۷)، با عنوان «بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز»، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، شش عامل نوسان اقتصاد ملی برشمرده شده است که عبارت‌اند از: شوک‌های رابطه مبادله، عرضه، تراز تجاری، تقاضای حقیقی و پولی و قیمت نفت و اثرات این نوسانات بر نرخ ارز واقعی. در این مقاله، محققان نشان دادند که نوسانات قیمت نفت اثر زیادی بر نرخ واقعی ارز دارد و بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر چندانی ندارد و نوسانات رابطه مبادله نیز بر تغییرات نرخ ارز اثری مثبت دارد. در دوره‌های بالاتر، شوک‌های پولی بیشترین اثر را بر نرخ ارز واقعی دارند و بعد از آن، شوک قیمت نفت، شوک درآمد، شوک سطح عمومی قیمت‌ها و در نهایت، شوک رابطه مبادله بیشترین آثار را بر نرخ ارز واقعی دارند.

یاوری و قادری (۱۳۸۳)، در تحقیق خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه ارزی بازار موازی ارز، نرخ ارز حقیقی و سطح عمومی قیمت در اقتصاد ایران»، به این نتیجه رسیدند که حجم

پول، سطح عمومی قیمت‌ها، تورم انتظاری داخلی، سرمایه‌گذاری، اندازه دولت، درآمدهای نفتی و خالص بازدهی پول خارجی بر نرخ ارز واقعی کشور آثار عمده‌ای داشته‌اند.

ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳)، در مقاله خود با عنوان «بررسی عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کننده نرخ ارز در چهارچوب سه کالایی»، با بررسی عوامل بلندمدت تعیین‌کننده نرخ واقعی ارز به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت رابطه مبادله، سهم سرمایه‌گذاری، ذخایر بانک مرکزی، درجه باز بودن اقتصاد و مخارج مصرفی دولت بر نرخ ارز واقعی اثرگذارند.

نفری (۱۳۸۱)، در مقاله «آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر تجارت خارجی محصولات کشاورزی»، یکی از عوامل اثرگذار بر قیمت ارز را در کشور توان تزریق ارز توسط بانک مرکزی به بازار ارز می‌داند که این خود، به میزان ذخایر ارزی بانک مرکزی و به‌تبع میزان درآمدهای ارزی کشور وابسته است. درآمدهای ارزی ایران نیز وابسته به صادرات نفتی و تغییرات قیمت نفت در بازارهای جهانی هستند. از دیگر عواملی که بر قیمت ارز در کشور اثر می‌گذارد، نرخ مبادله یا نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به وارداتی است. گاهی بدون هیچ‌گونه تغییری در نرخ ارز، نرخ تورم در کشورهای طرف قرارداد تجاری تغییر می‌کند و این امر موجب تغییر در نرخ مبادله و به‌تبع تغییر در تمایل به صادرات و واردات و در نهایت، اثر بر نرخ ارز می‌شود.

طیبی و نصراللهی (۱۳۸۱)، در پژوهشی با عنوان «نقش متغیرهای اساسی در تبیین رفتار نرخ ارز واقعی تعادلی بلندمدت ایران»، عواملی مانند کارایی کل تولید، نسبت هزینه‌های جاری به عمرانی دولت، رابطه مبادله داخلی، نسبت ذخیره‌های ارزی بانک مرکزی به پایه پولی و شاخص ارزبری سرمایه‌گذاری را بر رفتار نرخ ارز واقعی مؤثر دانستند.

۲-۲- بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر سایر متغیرهای اقتصادی

در مورد اثرگذاری نرخ ارز بر سایر متغیرهای اقتصادی نیز پژوهش‌هایی در داخل و خارج از کشور انجام شده است:

سیسوکو[1] و دیبوغلو[1] (۲۰۰۶)، در بررسی اقتصادی کشورهای غیرفرانسوی زبان آفریقایی، شوک‌های نرخ ارز واقعی و شوک‌های تقاضا را روی درآمد از عوامل مهم نوسانات کلان اقتصادی دانستند.

1- Sissoko

رازین و کولینز[2] (۱۹۹۷)، با بررسی رابطه سیستماتیک بین انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی، به این نتیجه رسیدند که رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه که به افزایش ارزش پول ملی خود مبادرت کرده بودند، با انحراف نرخ ارز واقعی از نرخ تعادلی رابطه معکوس دارند.

در مورد اثر نرخ ارز بر تورم می‌توان به مطالعات کاراس (۱۹۹۳)، در مورد منابع نوسانات اقتصاد کلان آمریکا طی دوره ۱۹۸۹-۱۹۷۳ اشاره کرد که نشان از آثار تورمی شوک ارزی در کوتاه‌مدت در اقتصاد آمریکا دارد.

کوتانی[3] و دیگران (۱۹۹۰)، در بررسی اثر نوسانات نرخ واقعی ارز بر عملکرد اقتصادی کشورهای منتخب، اثر منفی نوسانات نرخ واقعی ارز را بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی، به صورت تجربی اثبات کردند.

براساس مطالعات انجام گرفته توسط همتی و مباشرپور (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای با عنوان «منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی‌به نفت»، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، ثبات نرخ حقیقی ارز نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی بازی می‌کند.

در تحقیقی که آقایی و همکاران (۱۳۸۷) با عنوان «منابع نوسانات کلان اقتصادی ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز»، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری انجام داده‌اند، شوک نرخ واقعی ارز را به‌عنوان عاملی که نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها را توضیح می‌دهد، شناختند.

در مورد اثر نرخ ارز بر تولید و اشتغال، حلافی و همکاران (۱۳۸۳)، در پژوهشی با عنوان «انحراف نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی ایران»، با بررسی تجربی نرخ ارز در بسیاری از کشورها، به ارتباط قوی بین نرخ ارز و متغیرهایی مانند سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی پی بردند و تنظیم نامناسب نرخ واقعی ارز را در اقتصاد مولد اثرات منفی زیادی از جمله: هزینه‌های اقتصادی، توزیع و تخصیص غیربهینه منابع اقتصادی، اختلال در بازارهای مالی و تراز پرداخت‌ها دانستند.

قاسملو (۱۳۷۶)، در تحقیق خود با عنوان «بررسی اثر انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی بر متغیرهای کلان اقتصادی»، به بررسی تأثیر میزان انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی آن بر صادرات و رشد اقتصادی پرداخت که نتایج، حاکی از آثار منفی بین این متغیرها بود.

1- Dibooglu
2- Razin and Collins
3- Cottani

در مورد اثر نرخ ارز بر درآمدهای ارزی (نفتی) آقایی و همکاران (۱۳۸۷)، در تحقیقی با عنوان «بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز»، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، اثر بالای نرخ ارز را بر شوک‌های قیمت نفت نشان دادند. همچنین ایشان در مورد اثر نرخ ارز بر پایه پولی نیز با تجزیه واریانسِ شوک پولی مشخص کردند که نرخ ارز بیشترین اثر را بر شوک‌های پولی و تراز واقعی پول دارد.

۳- مبانی نظری تحقیق

آنچه در این تحقیق به‌عنوان متغیرهای مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد، عبارت‌اند از: نرخ اسمی ارز، پایه پولی (عرضه پول)، تولید ناخالص داخلی، شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی[1] و درآمد نفتی ایران. حال مبانی نظری ارتباط هر یک از این متغیرها با نرخ اسمی ارز بیان می‌شود:

- رابطه نرخ ارز و نقدینگی: نقدینگی تابعی از سیاست‌های پولی است که مقام‌های پولی دولت اعمال می‌کنند. در نظریه‌های اقتصادی، رشد نقدینگی در یک کشور از طریق انبساط در طرف تقاضای اقتصاد، تورم‌زا بوده و این تورم نیز از طریق تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها که یکی از عوامل مهم تعیین نرخ واقعی ارز است، نرخ ارز را تغییر می‌دهد[2]، اما در جهت عکس این رابطه، تغییرات نرخ ارز (مطابق سازوکارهای بیان شده در فوق) باعث تورم می‌شود و تورم نیز مقام‌های پولی را ناگزیر به رشد حجم نقدینگی برای پاسخگویی به تقاضای معاملاتی پول از جانب مردم می‌کند[3]. اعمال سیاست‌های پولی براساس قاعده تیلور[4] نیز در برخی کشورها، نرخ بهره براساس حجم پولِ هدف‌گذاری شده را متأثر و موجبات جابه‌جایی سرمایه و اثرگذاری بر نرخ ارز را فراهم می‌کند[5].
- رابطه نرخ ارز و تولید: تک‌نرخی کردن ارز از طریق اثرگذاری بر کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و مواد اولیه وارداتی و صادراتی، می‌تواند بر میزان سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصاد ملی اثرگذار باشد. با تغییر قیمت ریالی یا دلاری مواد اولیه، کالاهای

1- GDP Deflator
2- Ivrendi and Guloglu, 2010.
3- Mishkin, 2004.
4- Taylor Rule
5- Romer, 2005.

واسطه‌ای و سرمایه‌ای در داخل یا خارج از کشور، نخستین اثر در قیمت‌ها و هزینه‌های تولید مشاهده می‌شود که این عمل بر تولید کالاهای داخلی و خارجی نیز اثرگذار است[1].

- رابطه نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها: مجاری اثرگذاری نرخ واقعی ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها متفاوت است. از یک سو، تغییر نرخ ارز با اثرگذاری بر قدرت رقابت‌پذیری کشورهای طرفین پیمان‌های تجاری، صادرات و واردات کالاهای مصرفی را متأثر می‌کند و از این طریق می‌تواند زمینه افزایش یا کاهش شاخص قیمت‌ها را به‌وجود آورد[2]. ضمن اینکه تغییر نرخ واقعی ارز از طریق اثرگذاری بر صادرات و به‌خصوص واردات کالاهای سرمایه‌ای که در تولید به کار می‌روند نیز می‌تواند باعث تغییر در هزینه‌های تمام‌شده تولید و به‌تبع سطح تورم شود[3]. نرخ ارز یکی از موارد مهمی است که از طریق انتظارات تورمی نیز بر تورم اثرگذار است[4]. از سوی دیگر، تغییر نرخ ارز در قالب سیاست تک‌نرخی کردن ارز زمانی به تورم منجر می‌شود که در نتیجه این سیاست، حاشیه ارزی که منبع درآمدی برای دولت تلقی می‌شود، از بین برود و با وجود نبود سیستم مالیاتی کارا، کسری بودجه‌های شدید و استقراض از نظام بانکی توسط دولت اتفاق بیفتد. بانک مرکزی نیز لازم است در حمایت از سیاست تک‌نرخی کردن ارز، سیاست‌های پولی خود را تعدیل کند که این نیز به‌طور جداگانه سطح عمومی قیمت‌ها را متأثر خواهد کرد. تجربه تک‌نرخی کردن ارز در بولیوی نشان داد که عدم انطباق بین سیاست‌های ارزی و پولی ـ مالی، تورم‌های مهارنشدنی به‌وجود می‌آورد[5].
- رابطه نرخ واقعی ارز و درآمدهای نفتی: در مورد مطالعه بازار ارز در ایران لازم است به شرایط خاص کشور در مورد منابع عظیم نفت و گاز مانند هر کشور دارنده این ذخایر، توجه ویژه‌ای شود. از آنجا که نرخ واقعی ارز متأثر از شرایط عرضه و تقاضای ارز در بازار ارز است، مقام‌های پولی می‌توانند با استفاده از ارز نفتی به تقویت یا تضعیف پول ملی مبادرت کنند[6]. از سویی، تغییر در نرخ ارز نیز می‌تواند بر درآمدهای ریالی حاصل از

1- Smith & Landon, 2006.
2- Dincer & others, 2007.
3- Smith & Landon, Ibid.
4- Kahn & others, 2002.
5- Kharas & Pinto, 1989.
6- Kutan & Wyzan, 2005

صادرات نفت اثر گذارد و عامل مهمی در حفظ سهمیه‌های تعیین‌شده برای کشورهای تولیدکننده نفت باشد[1].

٤- مدل تحلیلی تحقیق

پس از پژوهشی که سیمز و همکارانش[2] در دانشگاه مینسوتا[3] انجام دادند و بعداً انقلاب مینسوتا نام گرفت[4]، مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) به‌عنوان ابزاری موفق و رایج در زمینه پیش‌بینی مورد توجه قرار گرفت (به مقالات دان، لیترمن و سیمز (۱۹۸۴)[5]، لیترمن (۱۹۸۶) و سیمز (۱۹۸۰) مراجعه شود)؛ برای مثال، از بین مقالات بی‌شمار در این موضوع می‌توان به اندرسون و کارلسون (۲۰۰۷)[6] و کادیالا[7] و کارلسون (۱۹۹۳)، اشاره کرد. جویک و وایتمن (۲۰۰۶)[8]، مطالعه بسیار خوبی در مورد گسترش پیش‌بینی با استفاده از مدل‌های BVAR انجام دادند.

مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) دارای یک مشکل اساسی هستند؛ این مشکل که وفور پارامتر[9] نامیده می‌شود در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند، بیشتر بروز می‌یابد و پیش‌بینی‌های مدل را دچار انحراف می‌کند. ازاین‌رو، باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داد و مدل‌ها را مقید کرد. روش بیزین به‌عنوان روشی برای غلبه بر این مشکل به‌طور روزافزون مورد توجه و محبوبیت محققان قرارگرفته است[10]. یکی از مزیت‌های فوق‌العاده جذاب رویکرد بیزین این است که به‌طور هم‌زمان برای مدل و پارامترهای آن درجه‌ای از نااطمینانی را لحاظ می‌کند. این مسأله زمانی اهمیت می‌یابد که نااطمینانی در مورد خود مدل و متغیرهای به کار رفته در آن نسبت به پارامترهای آن مهم‌تر باشد که به‌طور معمول هم چنین است. به عبارت دیگر، در اغلب

1- Wirjanto & Yousefi, 2003

۲- به مقالات Doan, Litterman And Sims (1984), Litterman (1986) and Sims (1980) مراجعه شود.

3- Minnesota

۴- این عنوان در بسیاری از مقالات از جمله مقاله M. Jochmann, G.koop and R.W Strachan (2009) مطرح شده است.

5- Doan, Litterman and Sims
6- Andersson and Karlsson
7- Kadiyala
8- Geweke and Witheman
9- Over-parameterization
10- Koop,G.Korobilis,D, 2010.

موارد انتخاب نوع مدل و تعداد متغیرهای آن دارای یک نااطمینانی هستند که روش‌های بیزین با استفاده از قانون بیز در مورد مدل، محتمل‌ترین مدل را مشخص می‌کنند.

تمام مدل‌های بیزین از سه جزء اساسی برخوردارند: تابع چگالی پیشین[۱]، تابع راست‌نمایی[۲] و تابع چگالی پسین[۳]. 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 زیادی دارد. توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین به کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آنها تابع پیشین مینسوتا است که نخستین بار توسط دان، لیترمن و سیمز (۱۹۸۴) معرفی شد. به‌رغم مزایای زیادی که برای این نوع تابع بر شمرده شده است[۴]، اما این تابع پیشین دارای یک سری فروض افراطی و محدودکننده است؛ برای مثال، در این حالت ماتریس واریانس ـ کوواریانس ضرایب که حاوی $[n \times (h + pn)] \times [n \times (h + pn)]$ عنصر بوده[۵]، دارای تابع پیشین افراطی و تنگ‌نظرانه‌ای است که بیشتر عناصر آن را برابر با صفر در نظر می‌گیرد. علاوه بر این، تابع پیشین مینسوتا در حالت پیش‌بینی بازگشتی[۶] در هر نقطه از زمان شکل یکسان و ثابتی دارد و در نتیجه، ضرایب مدل نیز در طول زمان به صورت یکسان کاهش[۷] می‌یابند. در حالی که ممکن است تابع پیشین مناسب برای کاهش ضرایب مدل در طول زمان ثابت نباشد و در حالت پیش‌بینی بازگشتی تابع پیشین (و در نهایت، نحوه کاهش یا حذف ضرایب از مدل) تغییر یابد. به عبارت دیگر، ممکن است مجموعه پیش‌بینی‌کننده‌های متغیر وابسته در طول زمان تغییر یابد، به همین خاطر تابع پیشین مینسوتا در چنین مواردی ناکارآمد خواهد بود.

تابع پیشین انتخاب متغیرهای مدل با استفاده از جست‌وجوی تصادفی (SSVS)[۸]، روش جایگزینی برای دستیابی به انقباض ضرایب VAR بوده و در عین حال مانند سایر توابع پیشین مانند

1- Prior Density Function
2- Likelihood Function
3- Posterior Density Function
۴- برای مثال، به مقالاتی مانند Banbura, Giannone and Reichlin (2010) ، Richard M. Todd,(1984) و Kenny,G., Meyler,A. and Quinn, A. (1990) مراجعه شود.
۵- تعداد معادلات مدل خودرگرسیون برداری n و تعداد متغیرهای برون‌زا در هر معادله برابر h بوده و p تعداد وقفه‌های آن است.
6- Recursive Forecasting Exercise
7- Shrinkage
8- Stochastic Search Variable Selection

مینسوتا دارای فروض محدودکننده بسیار کمتری است. همچنین تابع پیشین SSVS می‌تواند با گذر زمان در حالت پیش‌بینی بازگشتی متغیرهای توضیحی مدل را تغییر دهد.

در این مقاله، به تبیین تابع پیشین SSVS می‌پردازیم و نتایج پیش‌بینی مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل خودرگرسیون برداری بیزین را با توابع پیشین مختلف از جمله تابع پیشین یادشده (SSVS-VAR) با یکدیگر مقایسه می‌کنیم. در نهایت، با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی[1] اثر شوک‌های وارده بر متغیر نرخ ارز بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی می‌شود.

٤-١- روش‌شناسی

٤-١-١- مدل خودرگرسیون برداری

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

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

که در آن، y_t بردار $n \times 1$ شامل متغیرهای وابسته بوده، z_t بردار $h \times 1$ اجزای ثابت و متغیرهای برون‌زا[2]، C و A_j به ترتیب ماتریس $h \times n$ و $n \times n$ ضرایب مدل و ε_t بردار اجزای خطا است، به‌گونه‌ای که $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N_n\ (0, \Sigma)$ فرض شده است. ماتریس واریانس کوواریانس Σ نیز یک ماتریس معین مثبت مجهول با ابعاد $n \times n$ است.

با تعریف بردار $x_t' = (z_t', y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ می‌توان مدل ارایه شده در معادله ۱ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Y = XA + \varepsilon \qquad (۲)$$

به‌گونه‌ای که

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

باشد.

1- Impulse Response Function

۲- h در اینجا برابر با تعداد متغیرهای برون‌زا به‌اضافه ۱ (جزء عرض از مبدأ) است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود ماتریس Y، به‌گونه‌ای تعریف شده است که ابعاد آن $T \times n$ بوده و تمام T مشاهده مربوط به هر یک از متغیرهای وابسته را در ستون‌های جداگانه نشان می‌دهد.

با در نظر گرفتن $K = h + np$ به‌عنوان 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 تمام ضرایب (و اجزای ثابت) VAR را در یک بردار انباشته است. تعداد ضرایب این مدل برابر با nK است.

مدل‌های خودرگرسیون برداری به‌طور گسترده‌ای برای مدل‌سازی سری‌های زمانی چندمتغیره و پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان مورد استفاده محققان قرار گرفته است. نبود قیود مناسب روی ضرایب رگرسیون و ماتریس کوواریانس باعث شده است که تعداد پارامترهای مدل نسبت به تعداد مشاهدات در دسترس محقق بسیار زیاد باشد. همان‌طور که بیان شد، تعداد کل پارامترهای مدل برابر با nK خواهد بود؛ برای مثال، یک مدل VAR بزرگ با داده‌های فصلی، $n = 100$ متغیر و $p = 4$ وقفه، بدون وجود متغیر برون‌زا حاوی بیش از ۴۰۰۰۰ پارامتر خواهد بود[1]. زیادی پارامترهای مدل نسبت به مشاهدات، درجه آزادی آماره‌های استنباطی را کاهش می‌دهد وآثار نامطلوبی را بر دقت استنباط و صحت پیش‌بینی برجای می‌گذارد.

برای به‌دست آوردن توزیع پسین پارامترهای مدل باید تابع راست‌نمایی را داشته باشیم. تابع راست‌نمایی را می‌توان به صورت زیر به‌دست آورد[2]:

$$f(Y \mid A, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} etr\left\{-\frac{1}{2}(Y - XA)\Sigma^{-1}(Y - XA)'\right\} \qquad (۴)$$

به گونه‌ای که $etr(A) \equiv \exp(Trace(A))$ است.

در اقتصادسنجی متعارف تخمین رایج برای (A, Σ) تخمین MLE بوده که به صورت زیر است:

$$\hat{A}_M = (X'X)^{-1}X'Y \,, \hat{\Sigma}_M = \frac{1}{T}S(\hat{A}_M) \qquad (۵)$$

به‌گونه‌ای که $S(\hat{A}_M)$ مجموع مربعات باقی‌مانده‌های رگرسیون بوده و با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$S(\hat{A}_M) = (Y - X\hat{A}_M)'(Y - X\hat{A}_M) \qquad (۶)$$

۱- در حالی که حتی در بهترین حالت نیز تعداد کل مشاهدات مربوط به متغیرهای مدل کمتر از ۵۰۰ است.

2- George, Sun and Ni, 2008.

قیود مشخص‌کننده[1] مدل VAR از طریق مقید کردن عناصر موجود در ماتریس ضرایب (A) و ماتریس کوواریانس اجزای خطای (Σ) قابل دستیابی است. مقید کردن Σ از طریق مقید کردن اجزای سازنده آن امکان‌پذیر است. ازاین‌رو، باید به دنبال مقید کردن ماتریس بالا مثلثی Ψ که در معادله زیر صدق می‌کند، بود:

$$\Sigma^{-1} = \Psi'\Psi \qquad (۷)$$

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

رویکرد بیزین از طریق توابع پیشین می‌تواند باورهای اولیه محققان را در مورد پارامترهای مدل در مدل‌سازی دخیل کند. در واقع، محققان از اطلاعات اولیه خود در مورد الگوی داده‌های اقتصاد کلان و انواع مدل‌های ساختاری، توابع پیشین مناسب را برای مدل VAR انتخاب می‌کنند و از این طریق مدل را مقید می‌سازند؛ برای مثال، دان و دیگران (۱۹۸۴) تابع پیشین مینسوتا را برای انقباض[2] مدل VAR به سمت مدل گام تصادفی[3] معرفی کردند. اگرچه این تابع پیشین در بعضی از موارد مناسب بوده، اما بعضی اوقات تأثیر آن محدود است. مک نیز[4] (۱۹۸۶)، عملکرد پیش‌بینی مدل BVAR با تابع پیشین مینسوتا (یا لیترمن) و عملکرد پیش‌بینی بعضی از مدل‌های مشهور معادلات هم‌زمان در چندین نمونه کوچک اقتصادی را مقایسه کرد و به این نتیجه رسید که هیچ‌یک از رویکردها در تمام حالات نسبت به بقیه برتری ندارد.

روش SSVS با سایر روش‌های موجود در مقید کردن مدل خودرگرسیون برداری تفاوت مبنایی دارد، زیرا این روش برخلاف سایر روش‌ها از بین مدل‌های مقید ممکن (که زیرمجموعه مدل نامقید بوده و تعدادشان 2^{nK} است) به صورت دلبخواه یک مدل را انتخاب نمی‌کند، بلکه در عوض این امکان را فراهم می‌آورد تا محقق تمام مدل‌های زیرمجموعه مدل اولیه را براساس مشاهدات با هم مقایسه و محتمل‌ترین آنها را انتخاب کند. همچنین انتخاب میزان وقفه‌های مدل در این رویکرد به صورت خودکار صورت می‌پذیرد و لازم به استفاده از روش‌هایی مانند روش اچ‌سایو[5] نیست.

1- Identifying Restrictions
2- Shrink
3- Random Walk Model
4- McNees
5- Hsiao (1981)

۴-۱-۲- روش SSVS[1]

روش SSVS نخستین بار توسط جورج و مکولاک[2] (۱۹۹۳) معرفی شد. به‌طور کلی این روش یک الگوریتم جست‌وجوی تصادفی برای انتخاب محتمل‌ترین مدل مقید با بهره‌گیری از مشاهدات است که با استفاده از آن نیاز به بررسی تک‌تک مدل‌های مقید ممکن مرتفع می‌شود.

به‌طور معمول توابع پیشینی که در مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین به کار می‌روند نیازمند ورود یک سری اطلاعات مهم اولیه توسط محقق به صورت ذهنی[3] به مدل هستند. حتی در تابع پیشین مینسوتا که ورود اطلاعات اولیه تا حدودی به صورت خودکار انجام می‌شود باز این مسأله وجود دارد. تابع پیشین SSVS از یک سو، مشکل وفور پارامتر را برطرف می‌کند و از سوی دیگر، نیاز چندانی به دخالت پژوهشگر برای ورود اطلاعات پیش‌فرض اولیه ندارد. به عبارت دیگر، این تابع پیشین تا حد زیادی به صورت خودکار براساس مشاهدات به‌دست می‌آید.

در قسمت توابع پیشین جزییات کامل در مورد توابع پیشین به کار رفته در این روش برای هر یک از پارامترهای مربوط به ضرایب مدل (A) و ماتریس کوواریانس اجزای خطا (Σ) ارایه شده است، اما برای اینکه ایده اصلی و مبنایی این روش مشخص شود، در اینجا به تابع پیشین SSVS در مورد ضرایب مدل اشاره مختصری می‌کنیم.

فرض کنید α_j یکی از ضرایب موجود در مدل خودرگرسیون برداری است. روش SSVS به‌جای اینکه یک تابع پیشین ساده برای این ضریب در نظر بگیرد (مانند توابع پیشین مینسوتا و توأمان طبیعی[4]) یک تابع پیشین سلسله مراتبی[5] را تعریف می‌کند. به عبارت دیگر، این تابع پیشین حاوی پارامترهایی است که به‌نوبه‌خود دارای تابع پیشین مربوط به خود هستند. این تابع پیشین سلسله مراتبی ترکیبی از دو توزیع نرمال است و به صورت زیر مشخص می‌شود[6]:

$$\alpha_j|\gamma_j \sim (1-\gamma_j)N(0,k_{0j}^2) + \gamma_j N\,(0,k_{1j}^2) \qquad (۸)$$

به‌گونه‌ای که γ_j یک متغیر موهومی[7] بوده و مقادیر آن صفر یا یک است. اگر γ_j برابر با یک باشد α_j از دومین توزیع نرمال گرفته می‌شود و اگر برابر با صفر باشد α_j از اولین توزیع نرمال

1- Stochastic Search Variable Selection
2- George and McCulloch
3- Subjective
4- Natural conjugate
5- Hierarchial Prior
6- George and McCulloch, 1993.
7- Dummy Vriable

بیرون کشیده خواهد شد. به این دلیل به این نوع تابع پیشین، سلسله مراتبی گفته می‌شود که γ_j یک پارامتر مجهول است و با یک روش مبتنی‌بر داده تخمین زده می‌شود.

می‌توان تابع پیشین SSVS را به‌عنوان روش خودکاری برای انتخاب مدل خودرگرسیون برداری مقید در نظر گرفت، زیرا این تابع می‌تواند مبتنی‌بر مشاهدات، بعضی از γ_jها را برابر با صفر قرار دهد و متغیر توضیحی متناظر با آنها را از مدل حذف کند. در مقابل می‌توان تابع پیشین را به‌عنوان روشی برای انقباض[1] ضرایب مدل VAR در نظر گرفت، زیرا ضرایب بعضی از متغیرهای توضیحی را به صورت خودکار به سمت صفر منقبض[2] می‌کند و اثر آن متغیر را در مدل کاهش می‌دهد، اما برخلاف تابع پیشین مینسوتا این تابع براساس مشاهدات، خودش تصمیم می‌گیرد که کدام ضریب را به سمت صفر منقبض کند.

می‌توان از تابع SSVS برای انتخاب یک مدل مقید خاص استفاده کرد. به عبارت دیگر، محقق با این روش می‌تواند پس از تحلیل یک مدل VAR نامقید، از نتایج به‌دست‌آمده برای انتخاب یک مدل VAR مقید استفاده کند (که در مرحله بعد می‌تواند برای مثال، با استفاده از تابع پیشین پراکنده یا تابع پیشین نرمال- ویشارت مستقل[3] تخمین زده شود)؛ به‌طور مثال، محقق می‌تواند یک مدل مقید را به‌گونه‌ای انتخاب کند که تنها شامل وقفه‌هایی از متغیرهای وابسته باشد که ضرایب آنها دارای $\Pr(\gamma_j = 1|y) > a$ باشد و a توسط محقق مثلاً برابر با ۰/۶ تعیین شده باشد یا اینکه مدلی را انتخاب کند که بردار γ مربوط به آن در بین 2^{nK} بردار γ موجود بیشترین احتمال پسین $p(\gamma|Y)$ را داشته باشد. فرناندز، لی و استیل[4] (۲۰۰۱)، ارتباط بین چنین استراتژی را برای انتخاب مدل با تکنیک‌های رایج انتخاب مدل از یک معیار اطلاعاتی (مانند معیار اطلاعاتی آکاییک یا بیزین[5]) مورد بررسی قرار دادند. در مقابل، اگر از الگوریتم MCMC[6] استفاده شود و نتایج پسین برای ضرایب مدل از طریق این شبیه‌سازی به‌دست آید، نتایج

1- Shrinkage
2- Shrink to Zero
3- Independent Normal-Wishart Prior
4- Fernandez, Ley and Steel
5- The Akaike or Bayesian Information Criteria
۶- Markove Chain Monte Carlo Algorithm، در ادامه این مقاله با این الگوریتم بیشتر آشنا خواهیم شد.

به‌دست‌آمده را میانگین‌گیری بیزین مدل‌ها[1] (BMA) گویند[2]. این مقاله از راهبرد دوم استفاده کرده است.

یادآوری می‌شود، روش‌های بیزین بسیاری برای انتخاب یک مدل مقید یا میانگین‌گیری بیزین از مدل‌ها (BMA) وجود دارد. در مواردی که تعداد مدل‌های مقید ممکن (که زیرمجموعه مدل کلی و اصلی تحقیق است) کوچک است، امکان محاسبه توابع راست‌نمایی حاشیه‌ای هر یک از این مدل‌ها به‌آسانی فراهم بوده و می‌توان از آنها به‌عنوان وزن هر یک از مدل‌ها برای انجام BMA استفاده کرد یا اینکه به‌راحتی مدلی را که بیشترین مقدار راست‌نمایی حاشیه‌ای را دارد، انتخاب کرد، اما در مواردی که تعداد مدل‌های مقید ممکن بسیار زیاد است، رویکردهای متفاوت دیگری به کار گرفته می‌شوند. برای آشنایی با انواع این رویکردها می‌توان به گرین[3] (۱۹۹۵) و کارلین و گیب[4] (۱۹۹۵) مراجعه کرد. یکی از این روش‌ها استفاده از تابع پیشین SSVS است.

بنابراین، از مباحث یادشده می‌توان فهمید که منظور از عبارت «جست‌وجوی تصادفی» در عنوان این تابع آن است که اگر فضای مدل آن‌قدر بزرگ باشد که ارزیابی آن را به صورت غیرتصادفی و مشخص[5] ناممکن سازد (یعنی آنقدر تعداد مدل‌های مقید ممکن زیاد است که احصا و تخمین تمام آنها و سپس، تصمیم‌گیری در مورد به‌کارگیری بهترین آنها با روش‌های نیکویی برازش غیرممکن باشد[6]) الگوریتم جست‌وجوی تصادفی به‌گونه‌ای خواهد بود که تنها مدل‌هایی را در نظر خواهد گرفت که بالاترین احتمال را در حالت تصادفی داشته باشند[7].

انتخاب متغیرها به صورت جست‌وجوی تصادفی وقتی صورت می‌گیرد که واریانس اول تابع پیشین یادشده، k_{0j}^2، بسیار کوچک و واریانس دوم تابع، k_{1j}^2، بسیار بزرگ قرار داده شود. ازاین‌رو، از آنجا که میانگین پیشین ضرایب صفر فرض می‌شود، ضرایبی که واریانس آنها بسیار پایین باشد، از مدل حذف می‌شوند و ضرایبی که واریانس آنها بسیار بزرگ باشد در مدل باقی

1- Bayesian Model Averaging
2- Koop, G, 2010.
3- Green
4- Carlin and Ghib
5- Deterministic
۶- در مدل‌های VAR که $n(h+pn)$ ضریب دارند، تعداد این مدل‌ها برابر با $2^{n(h+pn)}$ است و برای مثال، در یک مدل نسبتاً کوچک VAR با $p=3$ وقفه و $n=5$ متغیر وابسته و عرض از مبدأ این مقدار برابر با 2^{80} می‌شود که احصای تمام آنها به صورت دستی و غیرتصادفی غیرممکن است.
7–Korobilis, 2009b.

می‌مانند. اینکه مقادیر این دو واریانس چگونه باید تعیین شود، موضوعی است که مقالات جورج و ام سی کولاک[1] (۱۹۹۳ و ۱۹۹۷) به آن پرداخته‌اند. به‌طور اساسی k_{0j}^2 باید به‌نحوی انتخاب شود که به مقدار کافی کوچک باشد تا بتواند باعث حذف متغیر توضیحی مربوط از مدل (بنابه هر دلیل و هدفی) شود[2].

رویکردی که جورج، سان و نی (۲۰۰۸)، برای تعیین این دو واریانس ارایه دادند، تحت عنوان رویکرد *پیش‌فرض نیمه‌خودکار*[3] شناخته می‌شود. این رویکرد نیازمند حداقل اطلاعات اولیه و ذهنی پژوهشگر است. براساس این رویکرد، مقادیر انحراف‌معیارهای به کار رفته در تابع SSVS به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$k_{0j} = c_0\sqrt{\widehat{var}\ (\alpha_j)} \qquad (۹)$$

$$k_{1j} = c_1\sqrt{\widehat{var}\ (\alpha_j)} \qquad (۱۰)$$

به‌گونه‌ای که $\widehat{\mathrm{var}}\ (\alpha_j)$ تخمینی از واریانس ضریب مربوط در مدل VAR نامقید است (که برای مثال، از روش OLS به‌دست آمده است). مقادیر از پیش تعیین شده c_0 و c_1 باید به‌گونه‌ای باشند که $c_0 \ll c_1$ باشد (برای مثال، C.=۰.۱ و C۱=۱۰ باشد).

۴-۱-۳- توابع پیشین

در روش SSVS با دو توزیع پیشین سلسله‌مراتبی روبه‌رو هستیم؛ یکی برای ضرایب و دیگری، برای ماتریس واریانس- کوواریانس اجزای خطا. در اینجا به بررسی توزیع پیشین مربوط به α می‌پردازیم. توزیع پیشین مربوط به Σ که شباهت زیادی به توزیع پیشین ضرایب دارد، در پیوست ارایه شده است.

۴-۱-۳-۱- توزیع پیشین مربوط به $\boldsymbol{\alpha}$

اگر مدل VAR به صورت معادله ۴ در نظر گرفته شود و α بردار $Kn \times 1$ حاوی ضرایب مدل باشد، تابع پیشین SSVS را می‌توان برای تمام عناصر α به صورت یک تابع پیشین سلسله مراتبی

1- George and McCulloch

۲- به‌طور کلی k_{0i} باید به‌گونه‌ای تعیین شود که با توجه به رابطه $|\alpha_i| < 3k_{0i}$ در توزیع نرمال مقدار α_i ناچیز باشد.

3- Default Semi-automatic Approach

تعریف کرد. این تابع را که قبلاً هم در معادله ۵ مورد اشاره قرار گرفت، می‌توان به‌طور فشرده‌تر به صورت زیر نوشت:

$$\alpha|\gamma \sim N\ (0, DRD) \qquad (۱۱)$$

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

$$d_j = \begin{cases} k_{0j}\ if\ \gamma_j = 0 \\ k_{1j}\ if\ \gamma_j = 1 \end{cases} \qquad (۱۲)$$

همچنین R ماتریس همبستگی پیشین[1] است که برای سادگی بیشتر، به‌طور معمول برابر با ماتریس I در نظر گرفته می‌شود و نشان می‌دهد، باور اولیه[2] ما این است که بین مقدار ضرایب مدل همبستگی وجود ندارد.

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

$$Pr\left(\gamma_j = 1\right) = \underline{q}_j$$
$$Pr\left(\gamma_j = 0\right) = 1 - \underline{q}_j \qquad (۱۳)$$

با توجه به تعریف متغیر مجازی γ_j، $\underline{q}_j$ به معنای احتمال اولیه شمول متغیر jام در مدل است. درصورت نبود اطلاعات اولیه خاصی برای تعیین مقدار $\underline{q}_j$، به‌طور طبیعی مقدار پیش فرض آن برای تمام jها برابر با ۰/۵ خواهد بود که نشان می‌دهد، باور اولیه ما این بوده 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 نشان‌دهنده یک مدل زیرمجموعه ممکن از مدل نامقید VAR است، به‌گونه‌ای که تنها متغیرهای متناظر با عناصر غیرصفر بردار γ در آن وارد شده‌اند. بنابراین، برای هر یک از بردارهای γ، $p\ (\gamma)$ برابر با احتمال پیشین محقق نسبت به مدل مقید ممکن متناظر با آن بردار است. این احتمال براساس رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$p(\gamma) = \prod_{i=1}^{nK} \left(\underline{q}_i\right)^{\gamma_i} \left(1 - \underline{q}_i\right)^{(1-\gamma_i)} \qquad (۱۴)$$

1- Prior Correlation Matrix
2- Prior Belief

که در صورت شانس برابر قایل شدن برای شمول هر یک از متغیرها در مدل احتمال پیشین فوق برای هر یک از مدل‌های مقید ممکن، یکسان و برابر با 2^{-nK} خواهد بود[۱].

٤-۱-٤- توابع پسین

در اقتصادسنجی بیزین، استنباط آماری از طریق تابع پسین صورت می‌گیرد. به عبارت دقیق‌تر، برای تخمین پارامترهای مدل و اموری از این دست نیاز به انتگرال‌گیری از توزیع پسین نسبت به پارامترهای مورد نظر است، در حالی‌که به لحاظ ریاضی در بسیاری از موارد توابع پسین به‌دست‌آمده انتگرال‌پذیر نیستند. در چنین مواردی باید از روش‌های شبیه‌سازی تابع پسین مانند روش تجمیع مونت‌کارلو یا روش نمونه‌گیری گیبز استفاده کرد.

اگر تابع پسین حاشیه‌ای انتگرال‌پذیر نباشد، باید از روش تجمیع مونت‌کارلو برای تخمین میانگین و واریانس آن استفاده کرد، اما بعضی اوقات مشکل فراتر از این است و تابع پسین حاشیه‌ای به‌طور اساسی قابل محاسبه نیست. به عبارت دیگر، نمی‌توان از توابع پسین شرطی به‌دست آمده انتگرال گرفت و توابع پسین حاشیه‌ای را محاسبه کرد. در چنین مواردی می‌توان از روش نمونه‌بردار گیبز بهره برد. اساس این روش آن است که هر یک از متغیرهای تصادفی مدل براساس مقادیر اولیه فرضی سایر متغیرها تخمین زده می‌شود و سپس، در مرحله بعد، مقدار تخمین زده شده متغیر مزبور در توابع شرطی سایر متغیرها قرار می‌گیرد و سایر متغیرهای تصادفی مدل جداگانه تخمین زده می‌شوند. این روند برای هزاران بار تکرار و در نهایت، از مقادیر تخمین‌زده شده برای هر یک از متغیرها میانگین‌گیری می‌شود. در ضمن، برای آنکه اثر مقادیر اولیه فرضی برای هر یک از متغیرها خنثی شوند، قبل از میانگین‌گیری تعدادی از تخمین‌های زده شده در مراحل اولیه (برای مثال، ۱۰۰ مرحله اول) حذف می‌شوند. برای رعایت اختصار این روش به صورت مفصل‌تر در پیوست شماره ۳-۳ معرفی شده است.

۱- البته این امکان نیز وجود داشت که با استفاده از احتمال پیشین $p(\gamma) = w_{|\gamma|}\binom{nK}{|\gamma|}^{-1}$ اندازه 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) قایل شده است. (George and McCulloch, 1993).

با ترکیب توابع پیشین و تابع راست‌نمایی تابع پسین به‌دست می‌آید. توابع چگالی پسین شرطی مربوط به ضرایب مدل $p(\alpha|Y,\theta_{(-\alpha)})$ و سایر متغیرهای تصادفی به کار رفته در مدل در پیوست ۲-۳ آمده است. برای به‌دست‌آوردن تابع پسین حاشیه‌ای $p(\theta|Y)$ باید از توابع پسین شرطی مزبور به‌طور پی‌درپی نمونه‌گیری کرد و با میانگین‌گیری از نمونه‌های به‌دست‌آمده به تخمین پارامترهای مدل پرداخت.

برای رعایت اختصار، محاسبه توابع پسین مربوط به ضرایب و ماتریس اجزای خطا در پیوست آورده شده است.

٤-۲- انتخاب متغیرهای مدل

براساس بررسی‌های انجام شده و محدودیت‌های موجود در دسترسی به داده‌های آماری کشور چهار متغیر درون‌زا و یک متغیر برون‌زا برای مدل در نظر گرفته شده‌اند. متغیرهای درون‌زای مدل شامل نرخ ارز بازاری e_t (برحسب دلار بر ریال)، پایه پولی M_t (برحسب میلیارد ریال)، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ Y_t (برحسب میلیارد ریال) و شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی P_t بوده و متغیر برون‌زای مدل درآمد حاصل از صادرات نفت خام ایران Oil (برحسب میلیون دلار) است. به‌منظور از دست ندادن اطلاعات در مورد رابطه بین متغیرها از تفاضل‌گیری خودداری شده است و تمام متغیرهای مدل به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. به عبارت دیگر، وجود ریشه واحد و مسایل مربوط به ناپایایی داده‌ها در ادبیات بیزین اهمیت چندانی ندارد و نادیده گرفته می‌شود[1] (برای نمونه به مقالات نوشته شده توسط C. Sims مانند Sims and Zha (2006) مراجعه شود). داده‌های مورد استفاده شده نیز به صورت فصلی بوده و با در نظر گرفتن متغیرهای مجازی در مدل به صورت فصلی تعدیل شده[2] و مربوط به فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۹ است. در ضمن، اطلاعات یادشده از بانک اطلاعات سری زمانی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج و محاسبه شده است.

دلیل آنکه در این مقاله از بین انبوه متغیرهای ممکن تنها از ۴ متغیر یادشده (پایه پولی، تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت و درآمدهای نفتی) برای مدل‌سازی اثر تغییر نرخ ارز استفاده شده، آن است که ۱- همان‌طور که قبلاً هم اشاره شد، در مدل‌های خودرگرسیون برداری اضافه کردن

1- Jochmann, Koop and Strachan 2008, P. 9
2- Seasonally Adjusted

متغیرهای مدل به‌شدت درجه آزادی تخمین را کاهش می‌دهد و باعث افزایش واریانس پارامترهای تخمین زده شده می‌شود، ازاین‌رو، باید به حداقل متغیرها اکتفا کرد. ۲- هدف این مقاله تبیین آثار متقابل نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصاد ایران است؛ بنابراین، از یک سو، باید متغیرهای کلان اقتصادی مانند پایه پولی، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت وارد شوند و از سوی دیگر، درآمدهای نفتی ایران که تأثیر بسزایی در ساختار اقتصاد کلان کشور دارند، وارد مدل شوند تا به نوعی مدل برای ایران بومی‌سازی شده باشد. همچنین برای لحاظ وجود شکست‌های ساختاری در سال‌های مربوط به جنگ (۱۳۶۷) و سال‌های اجرای سیاست تعدیل اقتصادی (۱۳۷۹- ۱۳۶۸)، متغیرهای موهومی لازم در تمام معالات مدل VAR داخل شده‌اند.

براساس این و با توجه به معادله (۱) مدل VAR زیر که دارای ۴ وقفه است، برای بررسی اثرات نرخ ارز بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی از یک سو و اثر سایر متغیرها بر آن از سوی دیگر، انتخاب شده است:

$$\left(e_t \quad M_t \quad Gdp_t \quad P_t\right) = z_t' C + \sum_{j=1}^{4} \left(e_{t-j} \quad M_{t-j} \quad Gdp_{t-j} \quad P_{t-j}\right) A_j + \left(\varepsilon_t^e \quad \varepsilon_t^M \quad \varepsilon_t^{Gdp} \quad \varepsilon_t^p\right) \tag{۱۵}$$

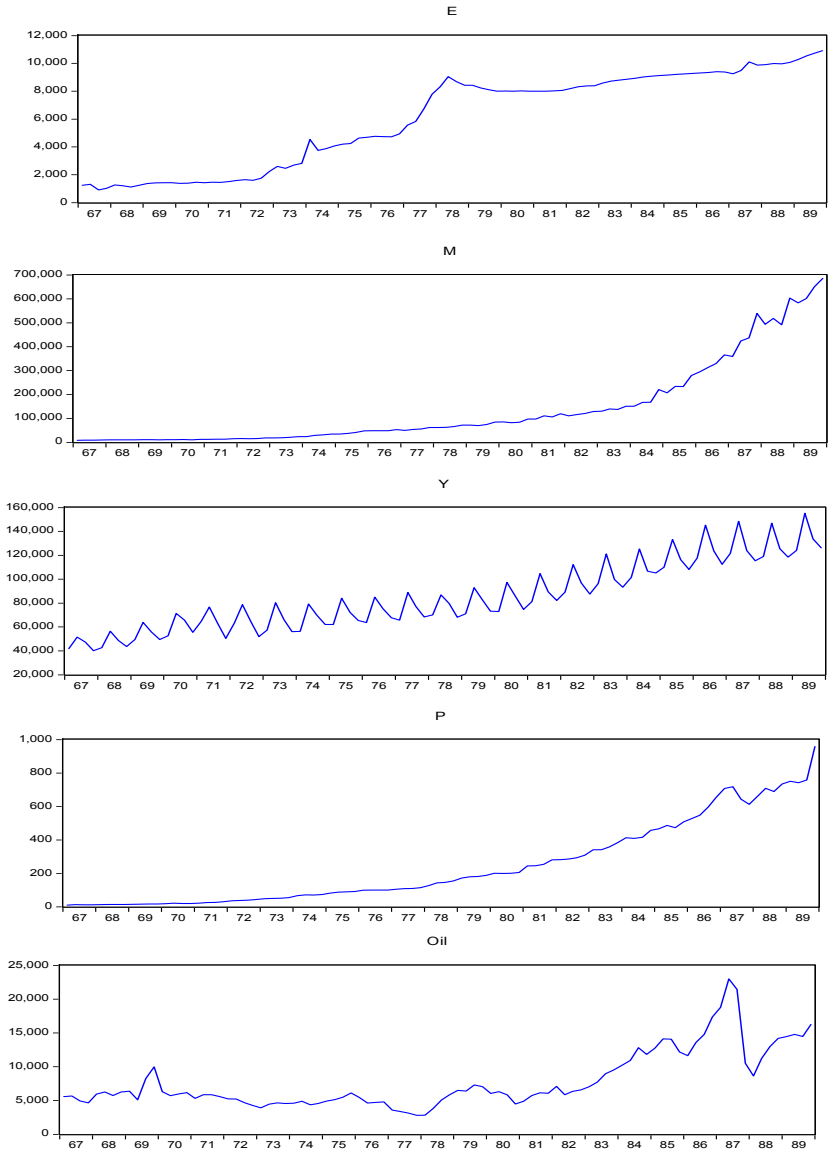
که بردار $z_t' = (1 \quad oil_{t-1} \quad S_1 \quad S_2 \quad S_3 \quad D)$ علاوه بر جزء عرض از مبدأ حاوی متغیرهای برون‌زا و موهومی است، به‌گونه‌ای که متغیرهای S_1، S_2 و S_3 متغیرهای موهومی مربوط به فصول بهار، تابستان و پاییز بوده و به‌منظور تعدیل فصلی وارد مدل شده‌اند و متغیر D متغیر موهومی مربوط به شکست ساختاری در عرض از مبدأ است.

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 توضیح‌دهندگی مدل تأثیر بسزایی نداشته باشند، به‌طور خودکار احتمال پسین شمولیت آنها در مدل پایین است و وزن آنها در میانگین‌گیری مدل‌های مختلف کم خواهد بود. به دیگر سخن، تابع پیشین SSVS خود می‌تواند به‌عنوان معیاری خودکار برای تعیین وقفه‌های بهینه مدل مورد استفاده قرار گیرد[1].

پیش از بررسی نتایج مدل نگاهی به نحوه نوسان متغیرهای به کاررفته در مدل می‌کنیم.

1- Koop and Korobilis, 2010.

نمودار ۱- تغییرات متغیرهای برون‌زا و درون‌زای مدل در سطح



در نمودار شماره ۱، تغییرات سطح متغیرهای به کار رفته در مدل مشاهده می‌شود. تمام متغیرهای مدل در سال‌های مورد بررسی دارای رشد بوده‌اند. تفسیر چگونگی ارتباط بین این متغیرها از روی نمودار کمی مشکل به نظر می‌رسد، اما شواهدی وجود دارد که نشان‌دهنده رابطه تنگاتنگ این متغیرها (به‌ویژه M، P و Oil) نسبت به یکدیگر است؛ برای مثال، در اواخر سال ۱۳۸۷ با کاهش شدید قیمت نفت و درآمدهای نفتی ایران، پایه پولی و تورم نیز کاهش چشمگیری داشته‌اند.

٤-۳- نتایج

مدل یادشده با استفاده از نرم‌افزار متلب برآورد شده و در این قسمت نتایج به‌دست‌آمده از آن به تفصیل مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای برآورد مدل یادشده از ۴ تابع پیشین متفاوت بهره جسته‌ایم:

۱- تابع پیشین پراکنده (OLS): نسخه غیرمبتنی‌بر اطلاعات تابع پیشین توأمان طبیعی که همان نتایج به‌دست‌آمده از روش حداکثر راست‌نمایی را نشان می‌دهد.

۲- تابع پیشین مینسوتا: برای اطلاع بیشتر از این نوع تابع پیشین به مقالات موجود در این زمینه از جمله Litterman (1986) مراجعه شود. البته در این تابع پیشین از آنجا که متغیرهای مدل برحسب سطح هستند، پیش‌فرض گام تصادفی رعایت شده است. به عبارت دیگر، فرض شده است میانگین تمام ضرایب مدل صفر است، به‌جز ضرایب مربوط به نخستین وقفه متغیرهای خودی در هر معادله.

۳- تابع پیشین SSVS-Wishart که تنها ضرایب مدل را به صورت جست‌وجوی تصادفی انتخاب می‌کند (با رویکرد نیمه‌خودکار پیش‌فرض) و برای معکوس ماتریس واریانس کوواریانس اجزای خطا (Σ^{-1}) از تابع پیشین ویشارت[۱] استفاده می‌کند.

۴- تابع پیشین SSVS-Full که تابع پیشین SSVS را هم برای ضرایب و هم برای ماتریس واریانس کوواریانس اجزای خطا در نظر می‌گیرد.

در ادامه، نتیجه به‌کارگیری هر یک از توابع پیشین فوق و مزیت‌ها و ضعف‌های هر کدام تشریح می‌شود.

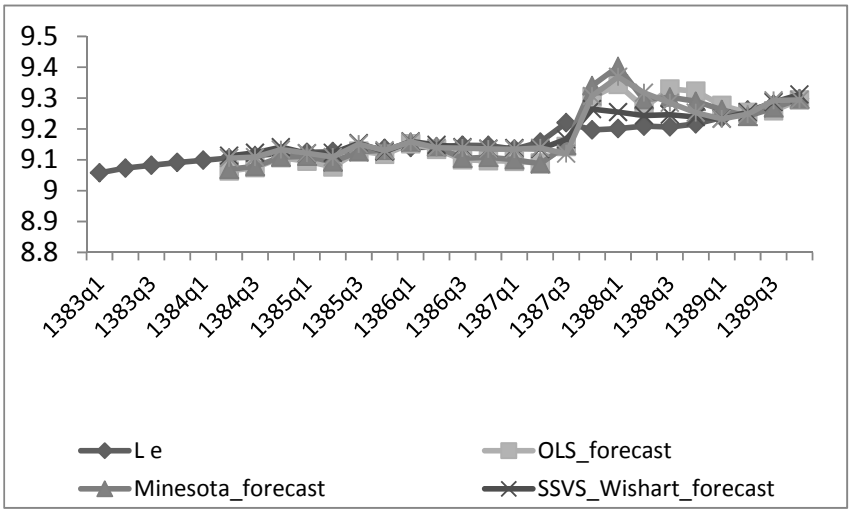
۱- برای آگاهی بیشتر از این نوع تابع به مقاله Koop and Korobilis, 2010 مراجعه شود.

از آنجا که مدل‌های VARدارای پارامترهای زیادی هستند، بررسی پارامترهای تخمین زده شده کمتر مورد توجه محققان قرار می‌گیرد. ازاین‌رو، میانگین پارامترهای تخیمن زده شده و انحراف معیار آنها را در پیوست شماره ۴، آورده‌ایم.

یکی از روش‌های مقایسه کارایی مدل‌های مختلف و میزان نیکویی برازش آنها در ادبیات اقتصادسنجی بیزین بررسی میزان دقت پیش‌بینی آنها است. در نمودار شماره ۲، نحوه پیش‌بینی خارج از نمونه برای دوره‌های ۱۳۸۲q۱ تا ۱۳۸۷q۲ برای متغیر e با استفاده از هر یک از مدل‌های چهارگانه یادشده نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مدل BVAR با تابع پیشین SSVS-full پیش‌بینی‌های دقیق‌تری را به دنبال داشته است، در حالی که مدل VAR تخمین‌زده شده از روش OLS تقریباً بدترین پیش‌بینی را نشان داده است.

برای بررسی دقیق‌تر این مسأله پیش‌بینی هر یک از مدل‌های چهارگانه یادشده برای یک دوره جلوتر با استفاده از داده‌های دوره آتی را در جدول شماره ۱، آورده‌ایم.

نمودار ۱- پیش‌بینی لگاریتم نرخ ارز بازاری با استفاده از مدل‌های متفاوت



جدول ۱- میانگین پیش‌بینی برای دوره T+1 (مقادیرداخل پرانتز انحراف معیار هستند)

تابع پیشین مورد استفاده	e_{T+1}	M_{T+1}	GDP_{T+1}	P_{T+1}
OLS	۹,۰۹۵	۱۲,۸۳۷	۱۱,۶۹۶	۶,۵۸۰
	(۰,۰۷۲)	(۰,۰۴۷)	(۰,۰۳۱)	(۰,۰۳۴)
Minnesota	۹,۰۸۶	۱۲,۷۹۰	۱۱,۷۷۳	۶,۷۱۰
	(۰,۰۷۳)	(۰,۰۵۰)	(۰,۰۳۸)	(۰,۰۳۶)
SSVS_Wishart	۹,۱۳۸	۱۲,۸۵۷	۱۱,۷۸۳	۶,۵۶۸
	(۰,۱۶۷)	(۰,۱۵۰)	(۰,۱۴۲)	(۰,۱۴۱)
SSVS-Full	۹,۱۳۹	۱۲,۸۳۵	۱۱,۷۷۴	۶,۵۷۴
	(۰,۰۹۵)	(۰,۰۸۲)	(۰,۰۴۹)	(۰,۰۷۹)
مقدار واقعی	۹,۱۵۷	۱۲,۹۴۵	۱۱,۷۶۲	۶,۵۸۹

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که در جدول شماره ۱، مشاهده می‌شود پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین SSVS-Wishart در مورد مقدار آتی هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل نسبتاً دقیق‌تر بوده‌اند، در حالی که پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از روش OLS و تابع پیشین مینسوتا از دقت پایین‌تری برخوردار بوده‌اند.

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

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[y_{i,\tau+h}^{0} - E\left(y_{i,\tau+h} \middle| Data_{\tau}\right)\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \qquad (۱۶)$$

با در نظر گرفتن $\tau_0 = 1377q2$ و افق پیش‌بینی متفاوت از h =۱ تا h=۸ پیش‌بینی هر یک از مدل‌های یادشده را برای کوتاه‌مدت و بلندمدت، با یکدیگر مقایسه کردیم. در جدول شماره ۲، شاخص RMSE برای مدل‌های مختلف و افق‌های پیش‌بینی مزبور نشان داده شده است. اگر متوسط شاخص یادشده را برای ۱ تا ۴ دوره (یک سال) به‌عنوان شاخص عملکرد پیش‌بینی کوتاه‌مدت و متوسط آن برای ۵ تا ۸ دوره را به‌عنوان شاخص عملکرد پیش‌بینی بلندمدت تعریف کنیم، با توجه به ستون آخر جدول شماره ۲، در کوتاه‌مدت مدل VAR با استفاده از تابع پیشین SSVS-Full و در بلندمدت مدل BVAR با تابع پیشین SSVS-Wishart پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارایه می‌کنند. نکته قابل توجه آن است که هم در کوتاه‌مدت و هم

در بلندمدت مدل VAR با تابع پیشین پراکنده (OLS) دارای پایین‌ترین دقت است. بنابراین، در عمل نیز مشخص شد که تخمین مدل VAR از روش اقتصادسنجی کلاسیک و استفاده از روش OLS برای تخمین آن به سبب مشکل وفور پارامتر نتایج 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.

جدول۱- شاخصRMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف برای کوتاه‌مدت و بلندمدت

نوع تابع پیشین	۱ دوره جلوتر	۲ دوره جلوتر	۳ دوره جلوتر	۴ دوره جلوتر	متوسط ۱ تا ۴ دوره	شاخص نسبی
OLS	۰,۰۳۸	۰,۰۷۳	۰,۱۰۲	۰,۱۳۱	۰,۰۸۷	۱
Minesota	۰,۰۳۱	۰,۰۵۸	۰,۰۸۴	۰,۱۰۸	۰,۰۷۰	۰,۸۱۳
SSVS-Wishart	۰,۰۲۳	۰,۰۳۰	۰,۰۴۷	۰,۰۵۷	۰,۰۳۹	۰,۴۵۲
SSVS-Full	۰,۰۱۸	۰,۰۲۸	۰,۰۴۴	۰,۰۵۴	۰,۰۳۶	۰,۴۱۷
	۵ دوره جلوتر	۶ دوره جلوتر	۷ دوره جلوتر	۸ دوره جلوتر	متوسط ۵ تا ۸ دوره	
OLS	۰,۱۵۶	۰,۱۸۱	۰,۲۲۴	۰,۲۶۲	۰,۲۰۶	۱
Minesota	۰,۱۲۹	۰,۱۵۶	۰,۱۹۶	۰,۲۳۵	۰,۱۷۹	۰,۸۷۱
SSVS-Wishart	۰,۰۳۸	۰,۰۳۰	۰,۰۵۳	۰,۰۶۶	۰,۰۴۷	۰,۲۲۷
SSVS-Full	۰,۰۴۶	۰,۰۳۵	۰,۰۵۱	۰,۰۶۳	۰,۰۴۹	۰,۲۳۷

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که اشاره شد، استفاده از تابع پیشین SSVS این امکان را فراهم می‌کند که احتمال $Pr(\gamma_j = 1 \mid y)$ را برای هر یک از ضرایب مدل VAR محاسبه کنیم. همچنین این نکته مورد تأکید قرار گرفت که این احتمالات پسین مربوط به داخل کردن هر یک از ضرایب مدل می‌تواند برای میانگین‌گیری مدل‌ها یا به‌عنوان یک معیار غیررسمی برای انتخاب متغیرهای مدل و ساخت یک مدل جدید و مقید مبتنی‌بر آنها مورد استفاده قرار گیرد. جدول شماره ۳، برای هر یک از ضرایب مدل به کار گرفته شده در این مقاله، احتمال پسین شمولیت[1] را نشان می‌دهد.

1- Posterior Inclusion Probabilities

جدول۲- احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل BVAR با تابع پیشین SSVS-Full

	e	M	GDP	P
عرض از مبدأ	۱	۰,۴۱۱	۰,۰۳۸	۰,۰۴۳
Oil_{t-1}	۱	۰,۵۹۵	۰,۰۵۴	۰,۰۸۷
e_{t-1}	۱	۰,۲۵۱	۰,۰۲۲	۰,۰۳۷
e_{t-2}	۰,۰۸۳	۰,۱۱۲	۰,۰۴۹	۰,۰۳۴
e_{t-3}	۰,۱۳۴	۰,۲۳۹	۰,۰۱۸	۰,۰۳۲
e_{t-4}	۰,۲۷۴	۰,۱۷۶	۰,۰۳۴	۰,۰۳۲
M_{t-1}	۰,۱۰۴	۱	۰,۰۲۴	۰,۰۴
M_{t-2}	۰,۰۷	۰,۹۲۶	۰,۰۱۷	۰,۰۲
M_{t-3}	۰,۰۴۱	۰,۲۱۲	۰,۰۳۱	۰,۰۲۲
M_{t-4}	۰,۰۵۷	۰,۱۰۲	۰,۰۵	۰,۰۳۵
GDP_{t-1}	۰,۰۳۴	۰,۰۵۵	۱	۰,۲۴۹
GDP_{t-2}	۰,۰۱۵	۰,۰۵۸	۰,۰۴۳	۰,۱۴۸
GDP_{t-3}	۰,۰۲۷	۰,۰۹	۰,۱۵۷	۰,۱۰۹
GDP_{t-4}	۰,۰۸۶	۰,۰۹۸	۰,۸۰	۰,۰۲۷
P_{t-1}	۰,۰۴۹	۰,۰۴۱	۰,۰۲۶	۱
P_{t-2}	۰,۰۵۳	۰,۰۳۹	۰,۰۳۳	۰,۱۸۸
P_{t-3}	۰,۱۰۷	۰,۲۲۹	۰,۰۲۹	۰,۲۰۶
P_{t-4}	۰,۰۳۲	۰,۰۶۶	۰,۰۳۲	۰,۰۵۶

مأخذ: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که در جدول شماره ۳، مشاهده می‌شود احتمال شمولیت وقفه‌های اول هر یک از متغیرهای مدل در معادله مربوط به خودشان برابر با یک است. همچنین احتمال شمولیت وقفه اول متغیر برون‌زا (درآمد نفت) در معادله مربوط به نرخ ارز نیز برابر با یک بوده و احتمال شمولیت این متغیر در معادله مربوط به پایه پولی نیز نسبتاً بالاست که نشان‌دهنده وجود ارتباط بین حجم نقدینگی و درآمدهای نفتی بوده، اما احتمال شمولیت سایر متغیرها در ۴ معادله مدل بسیار پایین است. البته یادآوری می‌شود، به‌منظور پرهیز از پیچیدگی احتمال شمولیت ضرایب مربوط به متغیرهای مجازی به کار رفته در مدل در این جدول نشان داده نشده است.

جدول شماره ۳، می‌تواند از جهات مختلفی مورد استفاده قرار گیرد؛ برای مثال اگر محقق بخواهد یک مدل VARمقیدی را که تنها شامل ضرایب دارای احتمال شمولیت بالای ۵۰ درصد باشد، انتخاب کند $(Pr(\gamma_j = 1 \mid y) > \frac{1}{2})$ براساس این، مدلی را انتخاب خواهد کرد که از ۷۲ متغیر توضیحی موجود در جدول فوق تنها ۸ متغیر (جزء عرض از مبدأ در معادله مربوط به نرخ ارز، وقفه اول هر یک از متغیرها در معادله مربوط به خود و وقفه اول درآمد نفت در معادله نرخ ارز و معادله پایه پولی و وقفه چهارم تولید ناخالص ملی در معادله خودش) را وارد کند و ضریب بقیه متغیرها را صفر در نظر بگیرد، اما در این مقاله همان‌طور که اشاره شد، با میانگین‌گیری بیزین مدل‌ها (BMA) توابع پسین تخمین زده محاسبه شده‌اند.

در مدل‌های خودرگرسیون برداری برای بررسی تأثیر ایجاد یک شوک در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس‌العمل آنی استفاده کرد. نحوه محاسبه توابع عکس‌العمل در بیشتر کتب اقتصادسنجی مانند اندرس (۲۰۰۴) توضیح داده شده است. در اینجا به‌طور خلاصه به این موضوع می‌پردازیم. به‌منظور بررسی اثر شوک‌های وارد شده به هر یک از متغیرهای مدل باید مدل VAR را به مدل VMA تبدیل کرد؛ برای مثال، مدل دو متغیره ارایه شده در معاله ۱۷ را می‌توان به صورت معادله ۱۸ نوشت[۱]:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \qquad (۱۷)$$

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \overline{y} \\ \overline{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{pmatrix} \qquad (۱۸)$$

اگر اجزای اختلال معادله یادشده را برحسب اجزای اختلال فرم ساختاری مدل خودرگرسیون برداری[۲] بنویسیم، در نهایت، به معادله زیر دست می‌یابیم:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \overline{y} \\ \overline{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11}(i) & \Phi_{12}(i) \\ \Phi_{21}(i) & \Phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{pmatrix} \qquad (۱۹)$$

که می‌توان آن را به‌طور فشرده‌تر به صورت زیر نوشت:

۱- برای مطالعه بیشتر ر.ک به: Enders (2004)، فصل پنج.

۲- فرم ساختاری مدل (SVAR) به این صورت است:

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

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.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t-i} \qquad (۲۰)$$

می‌توان از هرکدام از عناصر ماتریس Φ_i[۱] برای اندازه‌گیری اثر شوک‌های وارد شده $(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt})$ بر کل مسیر دنباله‌های $\{y_t\}$ و $\{z_t\}$ استفاده کرد؛ برای 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} است. می‌توان با جمع ضرایب توابع عکس‌العمل آنی، تأثیرات انباشت شده یک واحد شوک در ϵ_{yt} و/یا ϵ_{zt} را محاسبه کرد؛ برای مثال، با توجه به اینکه بعد از n دوره، تأثیر ϵ_{zt} بر مقدار y_{t+n} برابر با $\Phi_{12}(n)$ است، تأثیر انباشت شده یک واحد شوک در ϵ_{zt} بر دنباله $\{y_t\}$ برابر است با:

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

در اقتصادسنجی بیزین برای محاسبه توابع عکس‌العمل (که تابعی غیرخطی از ضرایب مدل خودرگرسیون برداری و ماتریس Σ است) باید از روش‌های شبیه‌سازی پسین استفاده کرد. برای مقایسه نتایج به‌دست آمده از مدل خودرگرسیون برداری تخمین زده شده با روش OLS و مدل خودرگرسیون برداری بیزین با تابع پیشین SSVS توابع عکس‌العمل آنی به‌دست آمده از هرکدام از آنها را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

در نمودارهای شماره ۲ و۳، توابع عکس‌العمل آنی هر یک از متغیرهای چهارگانه مدل در اثر ایجاد شوک در هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل نمایش داده شده است. در این نمودارها میانه پسین با خط پیوسته نمایش داده شده و خطوط نقطه‌چین نمایشگر صدک‌های دهم و نودم است. در نگاه اولیه دو تابع پیشین به کارگرفته شده (پراکنده (OLS و SSVS)) به‌وضوح نتایج مختلف و بعضاً در جهت مخالفی را نشان می‌داد. تفاوت اصلی نتایج به‌دست آمده از هر یک از توابع یادشده در این است که استفاده از تابع پیشین SSVS به دلیل انقباض ضرایب مدل به استنباط آماری دقیق‌تری می‌انجامد. این مسأله با مشاهده باندهای باریک‌تر بین صدک‌های دهم و نودم در نمودار مربوط به توابع عکس‌العمل آنی به‌دست آمده از مدل BVAR-SSVS به‌راحتی قابل تشخیص است. از سوی دیگر، اثر شوک‌های وارد شده در مدل تخمین زده شده با روش OLS در بسیاری از موارد ناچیز و متمایل به صفر است که دلیل آن را می‌توان همان مسأله وفور پارامتر و

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

تخمین اشتباه و متمایل به صفر ضرایب مدل دانست. ازاین‌رو، می‌توان با استفاده از نمودار شماره ۳ (نتایج به‌دست آمده از مدل BVAR-SSVS)، ارتباط متقابل بین متغیرهای به کار رفته در مدل را به‌طور دقیق‌تر بررسی کرد.

براساس این، می‌توان نتیجه گرفت که در وهله اول با توجه به اثر شوک‌های خودی هر یک از متغیرها که در شکل‌های روی قطر نمودار یادشده نمایش‌داده شده است، ایجاد یک شوک در هر یک از متغیرهای مدل نسبتاً میرا بوده و بعد از حدود ۴۰ دوره تقریباً محو می‌شود، با وجود این، به نظر می‌رسد اثر شوک وارده بر شاخص قیمت‌ها تقریباً پایدارتر بوده که به نوعی نشان‌دهنده وجود چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران است.

با مراجعه به ستون اول نمودار شماره ۴، می‌توان تأثیر ایجاد یک شوک مثبت در نرخ ارز را بر سایر متغیرهای کلان اقتصاد مشاهده کرد. براساس این، همان‌طور که مشاهده می‌شود، تأثیر افزایش نرخ ارز بر حجم پول در بلندمدت مثبت و گویای این واقعیت است که به دلیل منفعل بودن بخشی از پول در ایران و درون‌زا بودن آن، افزایش نرخ ارز به افزایش ارزش ریالی دلارهای نفتی منجر می‌شود و درآمد ریالی دولت از نفت افزایش می‌یابد و در نهایت، به افزایش پایه پولی منجر می‌شود.

همچنین افزایش نرخ ارز تولید را در ابتدا کاهش می‌دهد که دلیل آن را می‌توان افزایش هزینه واردات کالاهای اولیه لازم برای بخش‌های تولید داخل دانست، اما به‌مرور زمان به دلیل افزایش رقابت بخش صادرات، این انحراف در تولید از بین می‌رود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که به دلیل نبود زیرساخت‌های لازم و عوامل نهادی، افزایش نرخ ارز نمی‌تواند صادرات را به اندازه کافی رونق بخشد، به‌طوری که فشار هزینه‌ای وارد شده از ناحیه واردات را جبران کند. ازاین‌رو، می‌توان به‌طور تجربی نتیجه گرفت که خالص صادرات در ایران تابعی منفی نسبت به نرخ ارز است.

علاوه بر این، همان‌طور که انتظار می‌رفت افزایش نرخ ارز به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود که این افزایش همان‌گونه که در نمودار شماره ۴، مشاهده می‌شود، نسبتاً پایدار است. دلیل این مسأله نیز مشخص است، چه اینکه افزایش نرخ ارز از یک سو، به دلیل وارداتی بودن نهاده‌های تولید و از سوی دیگر، به دلیل کم‌کشش بودن تابع واردات، به افزایش بهای کالاهای وارداتی و در نهایت، افزایش قیمت تمام‌شده کالاهای داخلی منجر می‌شود.

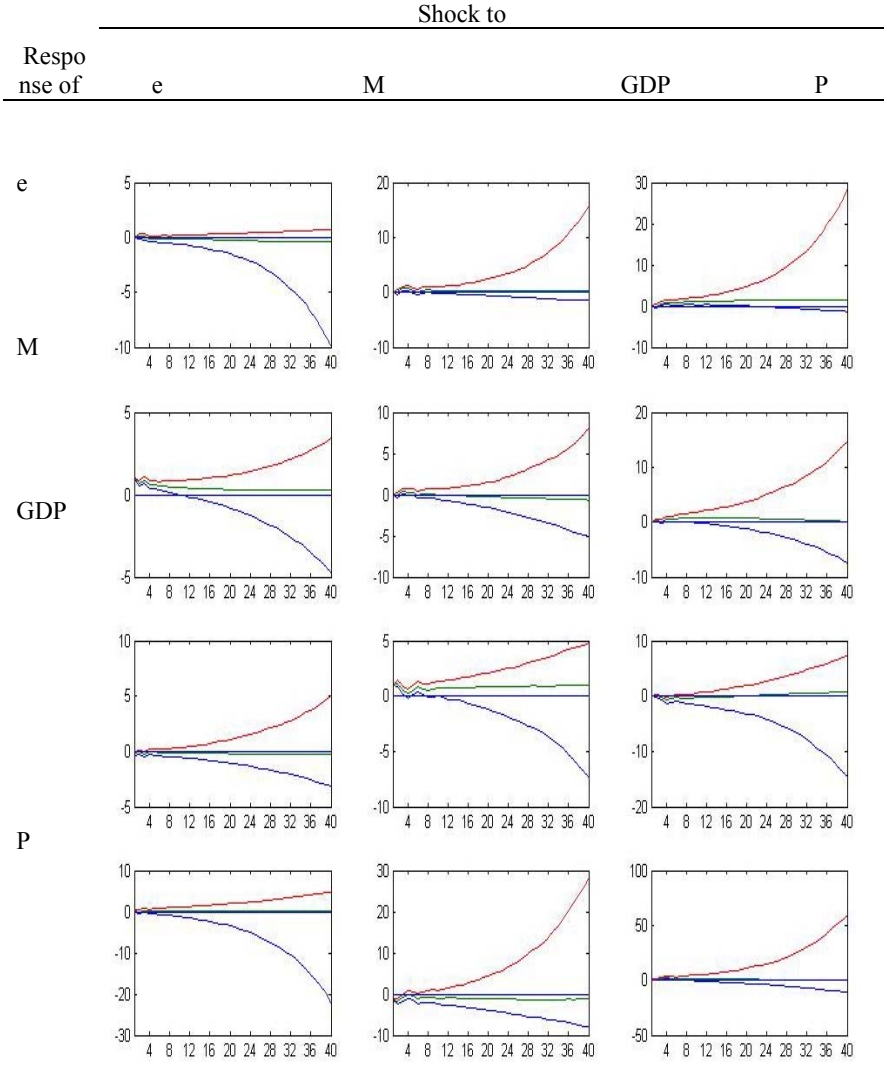
با مراجعه به ردیف اول نمودار شماره ۴، می‌توان اثر ایجاد شوک در سایر متغیرها را بر نرخ ارز بررسی کرد. براساس این، تأثیر یک شوک مثبت پولی بر نرخ ارز مثبت است؛ دلیل آن را می‌توان در افزایش سطح عمومی قیمت‌ها دانست، زیرا با افزایش پایه پولی و به دنبال آن نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد و در نهایت، تقاضا برای کالاهای نسبتاً ارزان‌تر خارجی بالا می‌رودکه در نهایت، به افزایش تقاضا برای ارز منجر می‌شود و نرخ ارز را افزایش می‌دهد.

اما افزایش تولید ناخالص داخلی به کاهش نرخ ارز منجر می‌شود که دلیل آن نیز مشخص است، زیرا با افزایش تولید، تورم پایین می‌آید و تقاضا برای کالاهای خارجی نیز کاهش می‌یابد. بنابراین، یکی از مؤثرترین ابزارها برای افزایش قدرت پول ملی، افزایش تولید است.

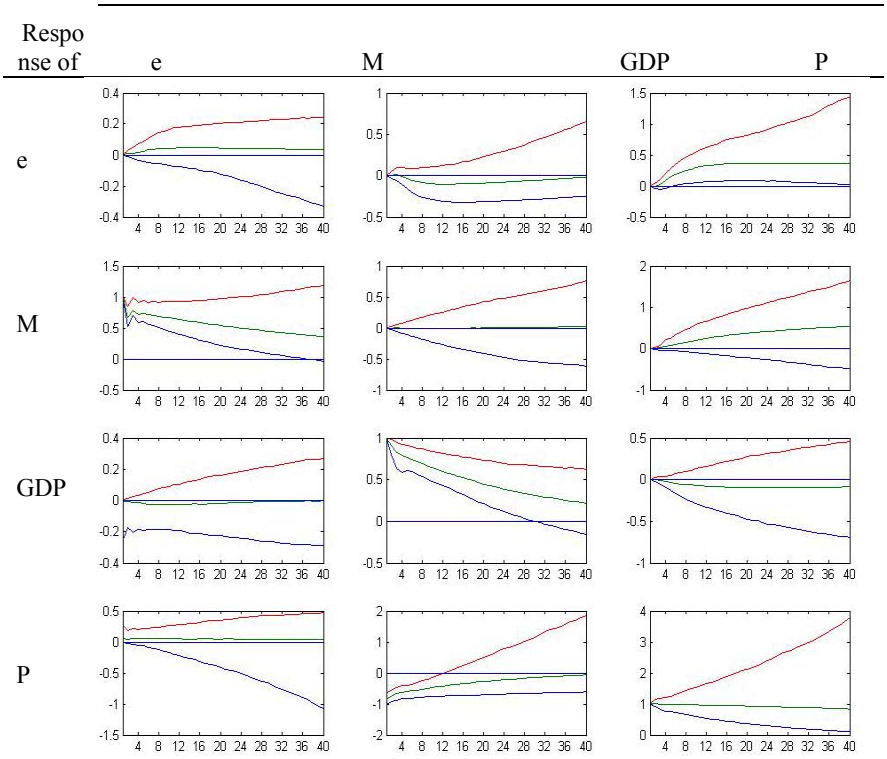
افزایش سطح عمومی قیمت‌ها نیز همان‌طور که توضیح دادیم، از طریق افزایش تقاضا برای کالای خارجی که جانشین کالاهای داخلی است، نرخ ارز را افزایش می‌دهد. نکته قابل توجه این است که این اثر نیز در بلندمدت پایدار است.

با بررسی سایر شکل‌های موجود در نمودار شماره ۴، می‌توان روابط موجود بین سایر متغیرهای کلان اقتصاد ایران را تجزیه و تحلیل کرد، اما از آنجا که هدف ما در این مقاله بررسی روابط متقابل نرخ ارز و سایر متغیرهای کلان اقتصادی است، بررسی این روابط را به خوانندگان محترم واگذار می‌کنیم.

نمودار ۲- توابع عکس‌العمل آنی در مدل VAR (تخمین زده شده از طریق OLS)



نمودار ۳- توابع عکس‌العمل آنی مدل (تخمین زده شده با تابع پیشین BVAR-SSVS)



۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پس از پژوهشی که سیمز و همکارانش در دانشگاه مینسوتا انجام دادند و بعداً انقلاب مینسوتا نام گرفت، مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) به‌عنوان یک ابزار موفق و رایج در زمینه پیش‌بینی مورد توجه قرار گرفت. تمام مدل‌های بیزین از سه جزء اساسی تشکیل می‌شوند: تابع چگالی پیشین، تابع راست‌نمایی و تابع چگالی پسین. از آنجا که بسته به نوع تابع پیشین مدل نتایج آن نیز متفاوت خواهد بود، انتخاب تابع پیشین مناسب در مدل‌های بیزین اهمیت زیادی دارد.

توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین به کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آنها تابع پیشین مینسوتا است. به‌رغم مزایای زیادی که برای این نوع تابع برشمرده

شده، اما این تابع پیشین دارای یک سری فروض افراطی و محدودکننده است. تابع پیشین انتخاب متغیرهای مدل با استفاده از جست‌وجوی تصادفی (SSVS) روش جایگزینی برای دستیابی به انقباض ضرایب VAR بوده و در عین حال مانند سایر توابع پیشین مانند مینسوتا دارای فروض محدودکننده بسیار کمتری است. همچنین تابع پیشین SSVS می‌تواند با گذر زمان در حالت پیش‌بینی بازگشتی متغیرهای توضیحی مدل را تغییر دهد.

روش SSVS با سایر روش‌های موجود در مقید کردن مدل خودرگرسیون برداری تفاوت مبنایی دارد. این روش این امکان را فراهم می‌آورد که محقق تمام مدل‌های زیرمجموعه مدل اولیه را براساس مشاهدات با یکدیگر مقایسه و محتمل‌ترین آنها را انتخاب کند. این روش نیاز چندانی به دخالت پژوهشگر برای ورود اطلاعات پیش‌فرض اولیه ندارد. به عبارت دیگر، این تابع پیشین تا حد زیادی به صورت خودکار براساس مشاهدات به‌دست می‌آید.

در این مقاله، از رهیافت خودرگرسیون برداری با تابع پیشنی SSVS برای برآورد رابطه نرخ ارز با متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شده است. این مدل دارای چهار متغیر درون‌زای لگاریتم نرخ ارز بازاری و لگاریتم تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت، شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص ملی و متغیر برون‌زای درآمد حاصل از صادرات نفت خام ایران است.

توابع پیشین این مدل عبارت‌اند از: تابع پیشین پراکنده (OLS)، تابع پیشین مینسوتا، تابع پیشین SSVS-Wishart و تابع پیشین SSVS-Full.

براساس نتایج این مدل، پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده تابع پیشین SSVS-Wishart در مورد مقدار آتی هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل نسبتاً دقیق‌ترند، در حالی که پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از روش OLS و تابع پیشین مینسوتا از دقت پایین‌تری برخوردارند. این نکته با شاخص RMSE برای مدل‌های مختلف و افق‌های پیش‌بینی کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داده شد.

براساس نتایج این مقاله، در کوتاه‌مدت مدل VAR با استفاده از تابع پیشین SSVS-Full و در بلندمدت مدل BVAR با تابع پیشین SSVS-Wishart پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارایه می‌کنند. نکته قابل توجه آن است که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مدل VAR با تابع پیشین پراکنده (OLS) دارای پایین‌ترین دقت است.

در مدل‌های خودرگرسیون برداری برای بررسی تأثیر ایجاد یک شوک بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس‌العمل آنی استفاده کرد. ازاین‌رو، برای ارزیابی تأثیر شوک نرخ ارز بر سایر متغیرهای درون‌زای مدل از این توابع استفاده شد.

براساس این، می‌توان نتیجه گرفت که ایجاد یک شوک در نرخ ارز اسمی در ابتدا تأثیر مثبتی بر خود این متغیر خواهد داشت، اما به‌مرور زمان اثر این شوک میرا است و بعد از حدود ۲۴ دوره (فصل) متغیر یادشده به مقدار اولیه‌اش برمی‌گردد. تأثیر شوک وارد شده بر نرخ ارز بر پایه پولی در کوتاه‌مدت نزدیک به صفر بوده، اما در بلندمدت به افزایش پایه پولی منجر شده است. دلیل این مسأله را می‌توان منفعل بودن بخشی از پول و افزایش ارزش ریالی درآمد دولت از دلارهای نفتی دانست. همچنین تأثیر اولیه شوک یادشده در نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی منفی است، یعنی با افزایش نرخ ارز تولید ناخالص داخلی کاهش خواهد یافت. این مسأله نشان می‌دهد که به دلیل نبود زیرساخت‌های لازم در بخش صادرات، کاهش قدرت پول ملی نمی‌تواند تولید را افزایش دهد. تأثیر این شوک بر متغیر شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی مثبت و پایدار بوده است. به لحاظ اقتصادی چنین رفتاری را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که با افزایش نرخ ارز به دلیل افزایش آنی قیمت کالاهای وارداتی شاخص قیمت افزایش می‌یابد و موجب تورم در اقتصاد داخلی می‌شود.

٦- پیوست

٦-١- توزیع پیشین مربوط به Σ

با توجه به معادله ۷ ماتریس دقت (معکوس ماتریس کوواریانس) حاوی ماتریس بالامثلثی Ψ است. تابع پیشین SSVS برای مربع هر یک از عناصر قطر اصلی این ماتریس از توزیع پیشین گامای استاندارد استفاده کرده و برای عناصر بالای قطر اصلی آن از ترکیب دو توزیع نرمال بهره جسته است. ازاین‌رو، با توجه به مثبت و غیرصفر بودن توزیع گاما، عناصر قطری ماتریس Ψ همیشه در مدل وجود دارد و ماتریس کوواریانس اجزای خطای معین مثبت خواهد بود. به عبارت دیگر، این اطمینان وجود دارد که واریانس اجزای خطا مثبت و غیرصفر باشد. جزییات بیشتر در بند بعد ارایه شده است.

ماتریس Ψ به صورت معادله ۲۱ است که اجزای غیرصفر این ماتریس را با ψ_{ij} نشان می‌دهد و $\psi = (\psi_{11}, \dots, \psi_{nn})'$ به‌عنوان عناصر قطری، $\eta_{\mathrm{j}} = (\psi_{1j}, \dots, \psi_{j-1,j})'$ و $\eta = (\eta_2', \dots, \eta_n')'$ به‌عنوان کل عناصر بالای قطر ماتریس Ψ تعریف می‌شود.

$$\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} & \dots & \psi_{1,n-1} & \psi_{1n} \\ 0 & \psi_{22} & \dots & \psi_{2,n-1} & \psi_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \psi_{n-1,n-1} & \psi_{n-1,n} \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \psi_{nn} \end{bmatrix} \qquad (۲۱)$$

برای عناصر قطر اصلی ماتریس Ψ توزیع مستقل زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\psi_{jj}^{2} \sim G\ (\underline{a}_j, \underline{b}_j) \qquad (۲۲)$$

به‌گونه‌ای که $G\ (\underline{a}_j, \underline{b}_j)$ نشان‌دهنده توزیع گاما با میانگین $\frac{\underline{a}_j}{\underline{b}_j}$ و واریانس $\frac{\underline{a}_j}{\underline{b}_j^2}$ است. این مقادیر توسط محقق تعیین می‌شود.

توزیع پیشین سلسله مراتبی مربوط به عناصر غیرقطری ماتریس Ψ نیز همان شکل توزیع پیشین ضرایب را دارد:

$$\eta_j|\omega_j \sim N(0, F_j F_j) \qquad (۲۳)$$

به‌گونه‌ای که $\omega_j = (\omega_{1j}, \dots, \omega_{j-1,j})'$ شبیه γ حاوی متغیرهای موهومی است. ازاین‌رو، عناصر آن به صورت $\omega_{\mathrm{ij}} \in \{0,1\}$ بوده و $F_j = diag(f_{1j}, \dots, f_{j-1,j})$ است، به‌گونه‌ای که:

$$f_{ij} = \begin{cases} k_{0ij}\ if\ \omega_{ij} = 0 \\ k_{1ij}\ if\ \omega_{ij} = 1 \end{cases};\ j = 2, \dots, n \text{ و } i = 1, \dots, j-1 \qquad (۲۴)$$

ازاین‌رو، توزیع پیشین عناصر غیرقطری ماتریس Ψ نیز ترکیبی از دو توزیع نرمال خواهد بود:

$$\psi_{ij}|\omega_{ij} \sim (1-\omega_{ij})N(0, k_{0ij}^2) + \omega_{ij}N(0, k_{1ij}^2) \qquad (۲۵)$$

مقادیر معقول برای ابرپارامترهای کوچک و بزرگ به کار رفته در معادله یادشده به صورت زیر است[۱]:

$$k_{0ij} = 0.1\ , k_{1ij} = 1$$

در مرحله بعد تابع پیشین SSVS فرض می‌کند که هر یک از عناصر بردار $\omega = (\omega_2', \dots, \omega_n')'$ توزیع برنولی مستقل داشته و در نتیجه داریم:

$$\Pr(\omega_{ij} = 1) = \underline{q}_{ij}$$

$$\Pr(\omega_{ij} = 0) = 1 - \underline{q}_{ij}$$

در اینجا نیز مقادیر پیش‌فرض $\underline{q}_{ij} =$ ۰٫۵ را برای تمام j و i ها انتخاب می‌کنیم که بیان‌کننده این واقعیت است که احتمال پیشین شمول یا عدم شمول هر یک از پارامترها با هم برابر است.

بنابراین، به‌طور خلاصه می‌توان گفت عناصر موجود در ماتریس Ψ به دو دسته تقسیم می‌شود: ψ و η که توزیع پیشین اولی گاما بوده و توزیع پیشین مربوط به دومی سلسله مراتبی بوده و شامل پارامتر مجهول ω است که به‌نوبه‌خود دارای توزیع برنولی است.

٦-۲- محاسبه توابع پسین

در اینجا علامت θ نشان‌دهنده تمام پارامترهای موجود در مدل VAR با تابع پیشین SSVS است. به عبارت دیگر، $\theta = (\alpha, \gamma, \psi, \eta, \omega)$ است و منظور از $\theta_{(-a)}$ تمام پارامترها به‌جز a است.

توزیع پسین شرطی مربوط به α به صورت زیر است:

$$\alpha|Y, \theta_{(-\alpha)} \sim N(\bar{\alpha}\ , \bar{V}_\alpha) \qquad (۲۶)$$

به‌گونه‌ای که :

$$\bar{V}_\alpha = [\Sigma^{-1} \otimes (X'X) + (DD)^{-1}]^{-1}$$

۱- همچنین این امکان وجود داشت که در اینجا نیز از رویکرد نیمه‌خودکار پیش‌فرض استفاده شود، به‌گونه‌ای که $k_{0ij} = c_0\sqrt{\widehat{var(\psi_{ij})}}$ و $k_{1ij} = c_1\sqrt{\widehat{var(\psi_{ij})}}$ باشد، به‌گونه‌ای که $\widehat{var(\psi_{ij})}$ تخمینی از واریانس عناصر غیرقطری Σ در مدل VAR نامقید باشد.

$$\bar{\alpha} = \bar{V}_{\alpha}[(DD)^{-1}vec(X'Y\Sigma^{-1})]$$

توزیع پسین مربوط به γ نیز برای هر یک از γ_jها توزیع مستقل برنولی خواهد بود:

$$\begin{aligned} Pr\left[\gamma_j = 1 \middle| Y, \theta_{(-\gamma_j)}\right] &= \bar{q}_j \\ Pr\left[\gamma_j = 0 \middle| Y, \theta_{(-\gamma_j)}\right] &= 1 - \bar{q}_j \end{aligned} \qquad (۲۷)$$

به‌گونه‌ای که :

$$\bar{q}_j = \frac{\frac{1}{k_{1j}}\exp\left(-\frac{\alpha_j^2}{2k_{1j}^2}\right)\underline{q}_j}{\frac{1}{k_{1j}}\exp\left(-\frac{\alpha_j^2}{2k_{1j}^2}\right)\underline{q}_j + \frac{1}{k_{0j}}exp\left(-\frac{\alpha_j^2}{2k_{0j}^2}\right)\left(1-\underline{q}_j\right)}$$

توزیع پسین شرطی مربوط به ψ نیز قابل محاسبه است، به صورتی که توزیع پسین شرطی هر یک از ψ_{jj}^2ها $(j = 1, \dots, n)$ از هم مستقل بوده و به صورت زیر است:

$$\psi_{jj}^2|Y, \theta_{(-\psi_{jj})} \sim G\left(a_j + \frac{T}{2}, \bar{b}_j\right) \qquad (۲۸)$$

که در آن داریم:

$$\bar{b}_j = \begin{cases} b_1 + \frac{v_{11}}{2}, if\ j = 1 \\ b_1 + \frac{1}{2}\left\{v_{jj} - v_j'\left[V_{j-1} + \left(F_jF_j\right)^{-1}\right]^{-1}v_j\right\}, if\ j = 2, \dots, n \end{cases}$$

در معادلات اخیر از علایم زیر استفاده شده است:

$$V = (Y - XA)'(Y - XA)$$

که عناصر آن v_{ij} بوده و $v_j = \left(v_{1j}, \dots v_{j-1,j}\right)'$ و V_j بلوک $j \times j$ سمت چپ و بالای ماتریس V است.

توزیع پسین شرطی برای η را نیز می‌توان برحسب توزیع‌های شرطی مستقل η_j، $(j = 2, \dots, n)$ که به صورت زیر هستند، نوشت:

$$\eta_j|Y, \theta_{(-\eta_j)} \sim N\left(\bar{\eta}_j, \bar{V}_j\right) \qquad (۲۹)$$

به‌گونه‌ای که:

$$\bar{V}_j = \left[V_{j-1} + \left(F_jF_j\right)^{-1}\right]$$

و

$$\bar{\eta}_j = -\psi_{jj}\bar{V}_j v_j$$

در نهایت، توزیع شرطی ω نیز دارای متغیرهای تصادفی برنولی مستقل ω_{ij} (برای تمام ij ها) است:

$$\begin{aligned} Pr\left[\omega_{ij} = 1 \ | Y, \theta_{(-\omega_{ij})}\right] &= \bar{q}_{ij} \\ Pr\left[\omega_{ij} = 0 \ | Y, \theta_{(-\omega_{ij})}\right] &= 1 - \bar{q}_{ij} \end{aligned} \qquad (٣٠)$$

به‌گونه‌ای که :

$$\bar{q}_{ij} = \frac{\frac{1}{k_{1ij}}\exp\left(-\frac{\psi_{ij}^2}{2k_{1ij}^2}\right)\underline{q}_{ij}}{\frac{1}{k_{1ij}}\exp\left(-\frac{\psi_{ij}^2}{2k_{1ij}^2}\right)\underline{q}_{ij} + \frac{1}{k_{0ij}}exp\left(-\frac{\psi_{ij}^2}{2k_{0ij}^2}\right)\left(1-\underline{q}_{ij}\right)}$$

برای انجام الگوریتم MCMC باید به‌طور پی‌درپی از توزیع‌های ۲۶ تا ۳۰ براساس الگوریتم نمونه‌بردار گیبز به نمونه‌گیری بپردازیم تا به توزیع حاشیه‌ای پسین $p(\alpha, \gamma, \psi, \eta, \omega|Y)$ دست یابیم. سپس، با روش تجمیع مونت‌کارلو میانگین و واریانس پارامترهای مدل را تخمین بزنیم.

٦-٣- روش شبیه‌سازی نمونه‌بردار گیبز[1]

نمونه‌بردار گیبز یک ابزار قوی در زمینه شبیه‌سازی توابع پسین است که در بسیاری از مدل‌های اقتصادسنجی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در اینجا برای رعایت اختصار تنها به بیان مفهوم این روش اکتفا شده است. به همین سبب در این قسمت از مقاله از علایم متفاوتی استفاده و مدل‌های اقتصادسنجی به صورت کلی در نظر گرفته شده است. با کمی تفاوت می‌توان نتایج به‌دست آمده را در مدل VAR استفاده کرد. براساس این بردار، θ بردار $p \times 1$ بوده که شامل پارامترهای مدل است. توابع $p(y \mid \theta)$، $p(\theta)$ و $p(\theta \mid y)$ به ترتیب توابع راست‌نمایی، پیشین و پسین هستند. همچنین فرض می‌کنیم θ به بلوک‌های مختلفی مانند $\theta = \left(\theta'_{(1)}, \theta'_{(2)}, \ldots, \theta'_{(B)}\right)'$ تقسیم شود، به‌گونه‌ای که $\theta_{(j)}$ می‌تواند بردار یا عدد باشد. روش تجمیع مونت‌کارلو[2] به‌طور خلاصه این

1- Gibbs Sampler
2- Monte Carlo Integration

است که از توزیع $p\ (\theta\ |y)$ به صورت تصادفی نمونه‌برداری می‌شود و می‌توان با محاسبه میانگین نمونه‌های به‌دست‌آمده، $E\ (g\ (\theta)\ |y)$ را تخمین زد. در بسیاری از مدل‌ها، مانند مدل BVAR با تابع پیشین SSVS نمی‌توان به‌طور مستقیم از $p(\theta\ |y)$ نمونه‌گیری کرد، چون به‌طور اساسی توزیع حاشیه‌ای یادشده قابل محاسبه نیست، اما به‌طور معمول نمونه‌برداری تصادفی از توزیع‌های شرطی $p\ (\theta_{(1)}\ |y,\theta_{(2)},\dots,\theta_{(B)})$، $p\ (\theta_{(2)}\ |y,\theta_{(1)},\theta_{(3)},\dots,\theta_{(B)})$ و ... $p\ (\theta_{(B)}\ |y,\theta_{(1)},\dots,\theta_{(B-1)})$ به‌راحتی قابل انجام است. به توزیع‌های یادشده توزیع‌های پسین شرطی کامل[1] گفته می‌شود. نمونه‌گیری از توزیع‌های شرطی کامل یادشده به دنباله زیر می‌انجامد: $\theta^{(1)},\theta^{(2)},\dots,\theta^{(s)}$[2]. میانگین این مقادیر تخمینی از $E[g(\theta)\ |y]$ به‌دست می‌دهد.

به‌منظور توضیح بیشتر، حالتی را در نظر بگیرید که در آن $B=2$ باشد و فرض کنید یک نمونه تصادفی از $p\left(\theta_{(2)}\middle|y\right)$ را دارید. این نمونه را $\theta_{(2)}^{(0)}$ می‌نامیم.

از آنجا که $p(\theta|y)=p\left(\theta_{(1)}\middle|y,\theta_{(2)}\right)\times p\left(\theta_{(2)}\middle|y\right)$ بوده، بنابراین، یک نمونه تصادفی از $p\left(\theta_{(1)}\middle|y,\theta_{(2)}^{(0)}\right)$ یک نمونه معتبر $\theta_{(1)}$ از $p(\theta|y)$ است[3]. این نمونه را $\theta_{(1)}^{(1)}$ می‌نامیم. سپس، از آنجا که $p(\theta|y)=p\left(\theta_{(2)}\middle|y,\theta_{(1)}\right)p\left(\theta_{(1)}\middle|y\right)$ ؛ بنابراین، یک نمونه تصادفی از $p\left(\theta_{(2)}\middle|y,\theta_{(1)}^{(1)}\right)$ یک نمونه معتبر برای $\theta_{(2)}$ از $p(\theta|y)$ خواهدبود. ازاین‌رو، $\theta^{(1)}=(\theta_{(1)}^{(1)\prime},\theta_{(2)}^{(1)\prime})'$ یک نمونه معتبر از $p(\theta|y)$ است. شما می‌توانید این نحوه استدلال را تا بی‌نهایت ادامه دهید. به این معنا که $\theta_{(1)}^{(2)}$ که نمونه تصادفی از $p\left(\theta_{(1)}\middle|y,\theta_{(2)}^{(1)}\right)$ است، یک نمونه معتبری برای $\theta_{(1)}$ از $p(\theta|y)$ خواهد بود؛ $\theta_{(2)}^{(2)}$ یک نمونه تصادفی از $p\left(\theta_{(2)}\middle|y,\theta_{(1)}^{(2)}\right)$، یک نمونه تصادفی معتبر برای $\theta_{(2)}$ از $p(\theta|y)$

1- Full Conditional Posterior Distribution

۲- یادآوری می‌شود، از بالانویس برای نشان دادن شماره نمونه‌های گرفته شده و از زیرنویس برای نشان دادن بلوک‌ها استفاده شده است.

۳- این مسأله از این واقعیت نشأت می‌گیرد که چون $p(\theta_{(1)},\theta_{(2)}\ |y)=p(\theta_{(1)}\ |y,\ \theta_{(2)})\ p(\theta_{(2)}\ |y)$ است، اگر ابتدا از توزیع پسین حاشیه‌ای $\theta_{(2)}$ ـ یعنی $p(\theta_{(2)}\ |y)$ ـ یک نمونه گرفته شود، سپس، از تابع پسین $\theta_{(1)}$ به‌شرط نمونه گرفته شده $\theta_{(2)}$ یک نمونه گرفته شود، معادل این است که گویی به‌طور مستقیم از تابع پسین توأم $\theta_{(1)}$ و $\theta_{(2)}$ نمونه‌گیری شده است.

خواهد بود و... بنابراین، چنانچه بتوانید به‌درستی $\theta_{(2)}^{(0)}$ را پیدا کنید، پس از آن، به‌طور متوالی با نمونه‌گیری از تابع پسین $\theta_{(1)}$ به‌شرط نمونه گرفته شده قبلی از $\theta_{(2)}$ و سپس با نمونه‌گیری از تابع $\theta_{(2)}$ با داشتن نمونه قبلی $\theta_{(1)}$، به دنباله‌ای از نمونه‌گیری‌ها از تابع پسین خواهیم رسید. این استراتژی نمونه‌گیری پی‌درپی از توزیع‌های پسین شرطی کامل، نمونه‌گیری گیبز نامیده می‌شود.

در عمل $\theta_{(2)}^{(0)}$ را نداریم و باید مقدار فرضی اولیه‌ای را برای آن در نظر بگیریم. می‌توان ثابت کرد که اگر الگوریتم نمونه‌بردار گیبز به تعداد معتنابهی انجام گیرد (برای مثال، ۱۰۰۰ بار) و چندین مرحله اولیه حذف شود (برای مثال، ۱۰۰ نمونه اول)، مقدار اولیه یادشده اثری در هم‌گرایی تخمین‌های به‌دست آمده نخواهد داشت. برای اطلاع بیشتر از نحوه عملکرد این روش به فصل چهارم کتاب Bayesian Econometrics نوشته G.Koop[1] مراجعه شود.

منابع

الف- فارسی

ابریشمی، حمید و آزاده رحیمی (۱۳۸۳)، بررسی عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کننده نرخ ارز در چهارچوب سه کالایی: مطالعه موردی ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۰.

آقایی، کیومرث، امیر جباری و محمد کریمی (۱۳۸۷)، بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۴۹، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۸.

حلافی، حمیدرضا، علیرضا اقبالی و ریحانه گسکری (۱۳۸۳)، انحراف نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی ایران، پژوهشنامه اقتصادی.

طیبی، سیدکمیل و خدیجه نصراللهی (۱۳۸۱)، نقش متغیرهای اساسی در تبیین رفتار نرخ ارز واقعی تعادلی بلندمدت ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۳.

قاسملو، خلیل (۱۳۷۶)، بررسی اثر انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی بر متغیرهای کلان اقتصادی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

گرجی، ابراهیم و ناصر خیابانی (۱۳۸۱)، یکسان‌سازی نرخ ارز و اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.

1- G,Koop (2003), Bayesian Econometrics

نفری، اکبر (۱۳۸۱)، آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر تجارت خارجی محصولات کشاورزی، مجموعه مقالات: آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر بخش کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصادی کشور، تهران.

همتی، عبدالناصر و علیرضا مباشرپور (۱۳۹۰)، منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی‌به نفت: مورد ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال۸، شماره۲۸.

یاوری، کاظم و حسین قادری (۱۳۸۳)، بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه ارزی بازار موازی ارز، نرخ ارز حقیقی و سطح عمومی قیمت در اقتصاد ایران، تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۸.

ب- انگلیسی

Andersson, M. and Karlsson, S (2007), Bayesian Forecast Combination for VAR Models, Forthcoming in S. Chib, W. Griffiths, G. Koop and D. Terrell (eds.), Advances in Econometrics, Volume 23: Bayesian Econometrics, (Elsevier: Amsterdam). Manuscript available at ttp://www.bus.lsu.edu/hill/aie/karlsson.pdf.

Banbura, M., Giannone, D. and Reichlin, L (2010), Large Bayesian VARs," Journal of Applied Econometrics, 25.

Carlin, B. and Chib, S (1995), Bayesian Model Choice via Markov Chain Monte Carlo Methods, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 57.

Corestti, G and Polo, P (2000), Optimal Interest Rate Rules and Exchange Rate Pass-Through, NBUR, Working paper, No.125.

Cottani, J., Cavallo, F. &Khan, S (1990), Real Exchange Rate Behavior And Economic Performance InLDC; Economic Development And Cultural Change, Vol.39.

Doan, T., R. Litterman and C. Sims (1984), Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions, Econometric Reviews, Vol. 3, No. 1.

Edwards, S and Van, W (1989), Tariffs The Real Exchange Rate and the Terms of Trade, Oxford Economic Paper, No.39

Edwards, S (1989a), Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment, Cambridge, MA.: MIT Press.

Edwards, S (1989b), Exchange Controls, Devaluations, and Real Exchange Rates: The Latin American Experience, Economic Development and Cultural Change, 37.

Edwards, S (1991), Real Exchange Rate Devaluation And Adjustment : Exchange Rate Policy In Development Countries; The IMF Press, Cambridge, England.

Enders, Walter (2004), Applied Econometric Time Series, John Wiley and Sons

Enders, Walter, and Bong - Soo Lee (1997), Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the Post-Bretton Wood Period, Journal of International Money and Finance 16.

Fernandez, C., Ley, E. and Steel, M (2001), Benchmark Priors for Bayesian Model Averaging, Journal of Econometrics, 100.

George, E. and McCulloch, R (1993), Variable Selection via Gibbs Sampling, Journal of the American Statistical Association, 85.

George, E. and McCulloch, R (1997), Approaches for Bayesian Variable Selection, Statistica Sinica, 7.

George, E., Sun, D. and Ni, S (2008), Bayesian Stochastic Search for VAR Model Restrictions, Journal of Econometrics, 142.

Geweke, J. and Whiteman, C (2006), Bayesian Forecasting, Chapter1 in G. Elliott, C.W.J. Granger and A. Timmermann (eds.), Handbook of Economic Forecasting. (Elsevier: Amsterdam).

Ghosh, A. and R.S. Rajan (2007), A Survey of Exchange Rate Pass-through in Asia: What does the Literature Tell us?; Asia Pacific Economic Literature,No.21.

Goldberg, L (1993), Foregone Exchange Market in Russa: Understanding the Reforms, IMF Staff Papers, Vol.40.

Goldberg, Linda S., and Michael W. Klein (1997), Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia andLatin America, National Bureau of Economic Research, Working Paper63-44.

Goldberg, Pinelopi K. and Michael M. Knetter (1997), Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?; Journal of Economic Literature, Vol. 35, No. 3, September.

Green, P (1995), Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo Computation and Bayesian Model Determination, Biometrika, 82.

Gylfason, T & j. helliwell (1983), A Thyn Thesis of Keynesian Monetary and Portfolio Approaches to Flexible Exchange Rates, the Economic Journal, No.43.

Hsiao, C (1981), Autoregressive Modelling and Money-income Causality Detection, Journal of Monetary Economics 7, 85{106.

Ivrendi, Mehme; Guloglu, Bulent (2010), Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence From Inflation Targeting Countries, Economic Modelling, Volume 27, Issue 5.

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.

Kadiyala, K. and Karlsson, S (1993), Forecasting with Generalized Bayesian Vector Autoregressions, Journal of Forecasting, 12.

Kahn, Michael; Kandel ;Shmuel, Sarig; Oded (2002), Real and Nominal Effects of Central Bank Monetary Policy, Journal of Monetary Economics, Volume 49, Issue 8.

Kandil ,Magda; Berument ,Hakan; Dincer, N. Nergiz (2007), The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey, Journal of Asian Economics, Volume 18, Issue 3.

Karras ,Georgios (1993), Sources Of U.S. Macroeconomic Fluctuations: 1973–1989; Journal Of Macroeconomics, Volume 15, Issue 1.

Kenny,G., Meyler,A. and Quinn, A (1990), Bayesian VAR Models for Forecasting Irish Inflation, Central Bank of Irland Technical Paper.

Kharas, H., Pinto, B (1989), Exchange Rate Rules, Black Market Premia & Fiscal Deficits: the Bolivian Hyperinflation, Review of Economic Studies, No.56 .

Koop, G (2003), Bayesian Econometrics John Wiley and Sons.

Koop, G (2010), Forecasting with Medium and Large Bayesian VARs, Manuscript Available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop.

Koop, G. Korobilis, D (2010), Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics, Manuscript Available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop.

Korobilis, D (2009), VAR Forecasting Using Bayesian Variable Selection, Manuscript.

Krueger, A (1978), Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences, Cambridge, M.A.: Ballinger.

Krugman, P., and L. Taylor (1978), Contractionary Effects of Devaluation, Journal of International Economics 8.

Kutan, Ali M.; Wyzan, Michael L (2005), Explaining the Real Exchange Rate in Kazakhstan, 1996–2003: Is Kazakhstan Vulnerable to the Dutch Disease?, Economic Systems, Volume 29, Issue 2.

Landon ,Stuart; Smith ,Constance E (2009), Investment and the Exchange Rate: Short run and Long run Aggregate and Sector-level Estimates, Journal of International Money and Finance, Volume 28, Issue 5.

Landon, Stuart; Smith, Constance E (2006), Exchange Rates and Investment good Prices: A Cross-industry Comparison, Journal of International Money and Finance, Volume 25, Issue 2.

Lastrapes, William D (1992), Sources of Fluctuations in Real and National Exchange Rates, The Review of Economics and Statistic 74.

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.

McNees, S. K (1986), The accuracy of two Forecasting Techniques: some Evidence and an Interpretation, New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston, March.

Mishkin, Frederic S (2007), The Economics of Money, Banking and Financial Markets, Seventh Edition, The Addison-Wesley Series in Economics

Pinto, B (1990), Black Market Premia, Exchange Rate Unification and Inflation in Sub-Saharan Africa, the World Bank Economic Review, Vol.3, No.3

Richard M. Todd (1984), Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression, Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Issue Fall.

Romer, David (2006), Advance Macroeconomics, Third Edition, the Mc Graw-Hill companies

Sims, C (1980), Macroeconomics and Reality, Econometrica, 48.

Wang, Tago (2005), Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in China; Journal Of Comparative Economics, 33.

Yousefi, Ayoub & Wirjanto, Tony S (2003), Exchange Rate of the US Dollar and the J Curve: The Case of Oil Exporting Countries, Energy Economics, Volume 25, Issue 6.