دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و دوم، شمارۀ۹، بهار و تابستان ۱۳۹۴

ارزیابی انفعال سیاستی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خودتوضیح برداری اصلاح شده عاملی بیزین (FABVAR)

مهدی قائمی‌اصل[۱]
دکتری تخصصی علوم اقتصادی، مدرس دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی
محمدحسین مهدوی عادلی[۲]
استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد
شهاب متین[۳]
کارشناس ارشد علوم اقتصادی
سید مهدی موسوی برودی[۴]
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)

تاریخ دریافت : ۱۳۹۲/۱/۳۱ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۲/۹/۲

چکیده

بخش نفت در بیشتر کشورهای صادرکننده، دولتی بوده و درآمدهای نفتی متعلق به دولت است. فرضیه اصلی این پژوهش آن است که وابستگی دولت به درآمدهای نفتی، باعث بروز پدیده انفعال سیاستی در اقتصاد ایران شده است. به عبارت دیگر، اجرای سیاست‌های پولی بانک مرکزی و سیاست‌های مالی دولت در ایران، وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی دارد و بودجه‌ریزی و تغییرات پولی، به جای برخورداری از جنبه فعال و اثرگذار، ماهیتی منفعل و اثرپذیر دارند و تابع شوک‌های درآمدهای نفتی هستند.
در این پژوهش به منظور بررسی این فرضیه، از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۹:۱ الی ۱۳۸۹:۴ متغیرهای درآمدهای نفتی، مخارج دولت (به عنوان نماینده سیاست مالی)، پایه پولی (به عنوان نماینده سیاست پولی)،

۱- نویسنده مسؤل: m.ghaemi84@gmail.com
۲- mh-mahdavi@ferdowsi.um.ac.ir
۳- matin.econ@gmail.com
۴- barrodi@isu.ac.ir

تولیدناخالص‌داخلی، نرخ ارز و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی(به عنوان شاخص قیمت) در چارچوب یک مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین استفاده شده است.
نتایج توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس به وضوح فرضیه وجود انفعال پولی و مالی در اقتصاد ایران را تایید می‌کنند. به عبارت دیگر، در میان متغیرهای مدل، بیشترین تاثیرپذیری از شوک درآمدهای نفتی به ترتیب متعلق به پایه پولی و مخارج دولت بوده است. به عقیده نویسندگان، دو راهکار اساسی برای مقابله با انفعال سیاستی در ایران، عقیم‌سازی و باثبات‌سازی درآمدهای نفتی از طریق مدیریت صحیح صندوق‌های تثبیت‌کننده و تنوع بخشی به صادرات است.

واژه‌های کلیدی: درآمدهای نفتی، سیاست‌پولی، سیاست مالی، مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده بیزین
طبقه‌بندی JEL: C11, C53, F41, F47

۱-مقدمه

نفت نقش مهمی در تحولات اقتصادی جهانی ایفا می‌کند. مانند بسیاری از کالاهای اولیه، کشش قیمتی تقاضای نفت پایین بوده و اندک جابه‌جایی در عرضه و تقاضا منجر به تغییرات شدیدی در قیمت و در نتیجه درآمد کشورهای صادرکننده می‌گردد. درآمدهای نفتی در برخی کشورهای صادرکننده نفت اولین منبع درآمد دولت‌ها محسوب می‌شود. در برخی از کشورهای صادرکننده نفت مانند عربستان، کویت و قطر سهم این درآمدها از کل تولید ناخالص داخلی نزدیک به ۵۰ درصد می‌باشد (Dehn, 2001).

بخش نفت در بیشتر کشورهای صادرکننده دولتی بوده و درآمدهای نفتی متعلق به دولت می‌باشد. با توجه به سهم بالای درآمدهای نفتی در بودجه و تولید ناخالص داخلی این کشورها، شوک‌های نفتی باعث افزایش ارزش حقیقی پول داخلی این کشورها و به دنبال آن انقباض بخش تولید کالاهای قابل تجارت (به ویژه کالاهای صادراتی) و گسترش بخش تولید کالاهای غیر قابل تجارت می‌شوند. مطالعات تجربی نیز نشان می‌دهند که درآمدهای ارزی حاصل از رونق صادرات نفت یا هر ماده اولیه دیگری آثار منفی شدیدی در بسیاری از این کشورها در بلندمدت به جای گذاشته است (Devlin and Lewin, 2004, p76).

در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی، بحث رانت‌های بیرونی مطرح است. رانت‌های بیرونی عایداتی است که یک دولت از منابع خارج از جامعه به دست آورد و می‌تواند به شکل پرداختی

مستقیم بابت نفت و گاز توسط شرکت‌های خارجی یا به صورت کمک اقتصادی خارجی که به طور مستقیم به منابع بودجه دولت اضافه می‌شود، باشد (Mardoukhi, 2005: 12). مهم‌ترین پیامد افزایش درآمدهای نفتی و ایجاد رانت بیرونی منابع طبیعی در اقتصاد ایران، ایجاد جایگاه برجسته بخش صنعت نفت و کم اهمیت‌تر شدن دیگر بخش‌ها از جمله بخش کشاورزی بوده است. به طوری که در پی افزایش قیمت نفت‌خام و به تبع آن افزایش درآمدهای ارزی ایران از ۲/۴ میلیارد دلار در سال ۱۳۴۹ به ۱۸/۵ میلیارد دلار در سال ۱۳۵۳، سهم نفت در تولید ناخالص ملی از ۲۷ درصد در سال ۱۳۵۱ به ۴۵ درصد در سال ۱۳۵۴ رسید و در مقابل سهم کشاورزی از ۱۶/۵ درصد به ۹/۴ درصد و سهم صنعت از ۲۰ درصد به ۱۵/۴ درصد تنزل کرد (Ahadi far, 1995: 73).

این وابستگی شدید دولت به درآمدهای نفتی، باعث بروز پدیده انفعال سیاستی در اقتصاد ایران شده است. به عبارت دیگر، اجرای سیاست‌های پولی بانک مرکزی و سیاست‌های مالی دولت در ایران، وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی دارد و بودجه‌ریزی و تغییرات پولی، به جای برخورداری از جنبه فعال و اثرگذار، ماهیتی منفعل و اثرپذیر دارند و تابع شوک‌های درآمدهای نفتی هستند.

انفعال پولی به این معنی است که کنترل پول تا حد قابل ملاحظه‌ای از دست بانک مرکزی خارج است. در چنین شرایطی هدف‌گذاری بانک مرکزی در کنترل تورم و تثبیت نرخ‌های اصلی اقتصاد کلان، کاملاً از محدوده ارزیابی‌های پولی خارج می‌شوند و رشد پایه پولی صرفا به پدیده‌ای انفعالی تبدیل می‌شود. به عبارت دیگر برخورداری بانک مرکزی از منابع ارزی فراوان موجب سیلان بی‌ضابطه نقدینگی می‌شود (Sabouri, 2006 and Shakeri, 2008).

از سوی دیگر در دوره‌هایی که درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام (به هر دلیل شامل کاهش قیمت نفت، کاهش صادرات یا تحریم فروش نفت) کاهش می‌یابد، به دلیل عدم وجود بازارهای مالی مناسب، دولت هیچ راهی برای تأمین کسری بودجه جز پولی کردن کسری و استقراض از بانک مرکزی ندارد. این نوع از اجرای سیاست مالی که از کانال استقراض از بانک مرکزی برای تامین بودجه انجام می‌شود، حکایت از انفعال مالی دولت به هنگام کاهش درآمدهای نفتی دارد (صبوری، ۱۳۸۵)[1].

۱- برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به شاکری، عباس (۱۳۷۹) ماهیت تورم در اقتصاد ایران، رساله دکتری، دانشگاه شهید بهشتی.

بر همین اساس فرضیه اصلی این تحقیق آن است که اقتصاد ایران به عنوان یک کشور برخوردار از درآمدهای نفتی فراوان، دچار انفعال پولی و مالی است. برای بررسی این فرضیه، پس از بررسی پیشینه تحقیق و روش‌شناسی پژوهش، مبانی نظری مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین تبیین می‌شود و در ادامه با استفاده از این مدل، فرضیه وجود انفعال پولی و مالی در اقتصاد ایران آزمون خواهد شد. در نهایت پس از ارائه نتایج مدل برگزیده پژوهش، نتیجه‌گیری تحقیق و پیشنهادات سیاستی ارائه خواهد شد.

۲-پیشینه تحقیق

در دهه ۱۹۹۰ و به دنبال پژوهش‌های از قبیل گلب[۱] (۱۹۸۶) و اوتی[۲] (۱۹۹۰)، اثر درآمدهای نفتی بر رفتار دولت توجه اقتصاددانان را به خود جلب نمود. درآمدهای عظیم و بادآورده حاصل از پروژه‌های نفتی، گازی و معدنی می‌تواند تا حدودی رفتار دولت‌ها را تغییر داده و به رشد و توسعه اقتصادی آسیب رساند.

این در حالی است که مطالعات مربوط به انفعال و فعال بودن سیاست‌های پولی و مالی به دهه ۱۹۷۰ و مطالعه بلیک[۳] (۱۹۷۲) باز می‌گردد. او در مطالعه خود جوانب و دلالت‌های اجرای سیاست پولی فعال یا منفعل در چارچوب یک الگوی نئوکلاسیک را مورد بررسی قرار می‌دهد و بروز تعادل‌های چندگانه یا عدم تعادل در مدل‌های تعادل عمومی از منظر نحوه بروز سیاست‌های تحلیل می‌کند.

سورنسن[۴] (۱۹۸۴) نیز اثرات سیاست‌های پولی با ماهیت ضد سیکلی را در مقابله حالت انفعال پولی مورد بررسی قرار می‌دهد و اثرات میان‌مدت آن را نیز تحلیل می‌کند. بر این اساس استفاده از الگوی سیاستی فعال و ضد سیکلی می‌تواند در بهبود نرخ‌های اصلی اقتصاد کلان و تثبیت فعالیت-

---

۱- Gelb

۲- Auty

۳- Black

۴- Sorensen

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

های اقتصادی نقش به سزایی داشته باشد.

اما استروم، گارتنر و آلگر[1] (۲۰۰۹) در یکی از جامع‌ترین پژوهش‌های موجود به بررسی چالش‌های سیاستی کشورهای صادرکننده نفت پرداخته‌اند و بزرگترین چالش این کشورها را در وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفت و وابستگی سطح درآمدهای نفتی به قیمت برون‌زای نفت در این کشورها بر می‌شمارند. به علاوه نویسندگان مدعی شده‌اند که در چنین شرایطی امکان استفاده از سیاست‌های مالی برای تثبیت اقتصادی وجود ندارد و عملاً اثرگذاری سیاست‌های مالی در چنین شرایطی غیر ممکن است. آنان راه‌کار اصلی برون رفت از این چالش را کاهش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی معرفی می‌کنند.

در مورد نقش درآمدهای نفتی در متغیرها و سیاست‌های کلان در ایران نیز مطالعاتی صورت گرفته است.

معدلت (۱۳۸۰) به ارزیابی عملکرد سیاست‌های پولی و مالی دولت با توجه به نقش درآمدهای نفتی در اقتصاد پرداخته است و مدعی شده است که بررسی نحوه عملکرد سیاست‌های پولی و مالی طی دوره ۷۶-۱۳۴۷، در کشور نشان می‌دهد که به هنگام از میان بردن اثرات درآمدهای نفتی آنچه که به تعبیری می‌توان آن را اثرات خالص سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی نامید بر رشد واقعی اقتصاد نه تنها مثبت نبوده (در بلندمدت) بلکه اثرات منفی نیز بر جای گذاشته است. شاهد این مدعا نیز به کارگیری مداوم سیاست‌های تصحیح خطا می‌باشدکه سبب نااطمینانی هر چه بیشتر فعالان اقتصادی داخل و خارج ازکشور می‌باشد.

فرهنگی و شیرکوند (۱۳۸۷) اثر درآمدهای نفتی بر فرآیند مدیریت اقتصادی کشور در دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار داده‌اند و چنین ابراز می‌دارند که اقتصاد رانت محور و مقوله رانت جویی در عصر کنونی مورد توجه جدی قرار گرفته است اما اثر این درآمدها بر فرآیند مدیریت، خصوصاً مدیریت اقتصادی کشور تاکنون به‌طور مستقل مورد بررسی قرار نگرفته است. آنان با تمرکز بر همین موضوع یک مطالعه پیمایشی را تدوین نموده‌اند و در دلالت‌های تحقیق بر لزوم باز تعریف درآمدهای نفتی به عنوان ثروت بین نسلی، نحوه تخصیص درآمدهای نفتی در بخش‌های

۱- Sturm, Gurtner and Alegre

مختلف و تقویت زیرساخت‌ها و افزایش ظرفیت اقتصادی کشور و کاهش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفت تاکید کرده‌اند.

مرادی(۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر نفت بر نماگرهای اقتصاد کلان ایران با تاکید بر مکانیزم‌های انتقال، با روش خودتوضیحی با وقفه توزیعی و بر اساس داده‌های دوره ۸۵-۱۳۴۷ به بررسی تأثیر درآمدهای نفتی بر روی رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌پردازد. یافته‌های او حاکی از تأثیر مثبت نفت بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد در بلندمدت است اما این تأثیرات بسیار ناچیز است.

نظری و مبارک (۱۳۸۹) نیز رابطه بین وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی و رشد اقتصادی در کشورهای نفتی طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۰ را با استفاده از داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی بدست آمده نشان می‌دهد اثر منفی وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی بعد از وارد کردن متغیرهای موثر بر رشد اقتصادی از قبیل سرمایه فیزیکی، مخارج مصرفی دولت، عوامل نهادی، رشد رابطه مبادله، و درجه باز بودن اقتصاد تغییر نمی‌کند. همچنین وفور منابع طبیعی منجر به افزایش رشد ارزش افزوده بخش خدمات، کاهش رشد ارزش افزوده بخش صنعت، کاهش رشد سهم صادرات صنعتی از کل صادرات کالایی و تغییر نسبی سهم ارزش افزوده بخش‌ها به نفع بخش خدمات شده است.

البته در مطالعات داخلی هیچ گونه مطالعه کاربردی در زمینه انفعال پولی و مالی و اثرات سیاستی شوک‌های درآمدهای نفتی انجام نشده است.

۳-روش شناسی تحقیق

روش‌های بیزین به عنوان روشی برای غلبه بر مسئله وفور پارامتر به طور روز افزون مورد توجه و محبوبیت محققان قرارگرفته است. کوگلی و سارجنت[1] (۲۰۰۵) در مقاله خود به این نکته اشاره نموده‌اند که فدرال رزرو از روش‌های بیزین برای به روزرسانی تخمین‌های مربوط به سه مدل از منحنی فیلیپس به صورت روبرو استفاده می‌نمایند و در حقیقت در مدل‌های ساموئلسون-سولو،

۱- Cogley and Sargent

سولو-توبین و مدل لوکاس این رویکرد را در کانون تحلیل خود قرار داده است. از سوی دیگر بانک مرکزی اتحادیه اروپا نیز با تشکیل یک گروه پژوهشی تخصصی در حوزه اجرای سیاست‌ها، از رویکرد بیزین به طور ویژه استفاده می‌نماید (Mdigliardo, 2010). از سوی دیگر روش‌های تحلیل عاملی نیز یکی از مهم‌ترین روش‌هایی هستند که پس از پژوهش برنانکی و بویوین[1] (۲۰۰۳) در مدل‌های خودتوضیحی برداری وارد شدند تا از طریق روش‌های مختلف تحلیل عاملی، علاوه بر کاهش تعداد متغیرهایی که به مدل وارد می‌شوند، کمترین اطلاعات ممکن در داده‌های موجود از میان برود.

در این پژوهش با ترکیب این دو روش امکان تحلیل بهتر و برآورد دقیق‌تر مدل‌های خودتوضیحی برداری فراهم شده است که در قسمت بعد این روش ترکیبی تبیین شده است.

٤-مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین

در این پژوهش به منظور ایجاد یک مدل خودتوضیحی برداری، از روش بیزین در کنار تحلیل عاملی[2] استفاده می‌شود در نهایت در تصریح مدل از روش خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین استفاده خواهد شد. به همین منظور در ابتدا مبانی نظری تحلیل عاملی با تمرکز بر روش آنالیز اجرای اصلی و سپس مبانی نظری رویکرد بیزین مورد بررسی قرار خواهند گرفت.

٤-١- رویکرد تحلیل عاملی در مدل‌های خودتوضیحی برداری

تحلیل عاملی، برخلاف رگرسیون چندگانه، تحلیل تشخیصی یا همبستگی کانونی (که در آن‌ها تعداد زیادی متغیر مستقل و یک یا چند متغیر وابسته وجود دارد)، روشی هم وابسته است که در آن کلیه متغیرها به صورت همزمان مد نظر قرار می‌گیرند. از روش تحلیل عاملی به منظور پی بردن به متغیرهای زیر بنایی پدیده یا تلخیص مجموعه‌ای از داده‌ها استفاده می‌شود. داده‌های اولیه برای تحلیل عاملی، ماتریس همبستگی بین متغیرها است. در تحلیل عاملی، متغیرهای وابسته از قبل تعیین

۱- Bernanke and Boivin

۲- Factor analysis

شده‌ای وجود ندارد(Gorsuch, 1983: 23).

یکی از راه‌های روش‌های انجام تحلیل عاملی با هدف تقلیل ابعاد مسئله، روش آنالیز اجزای اصلی[۱] است که آن را ابتدا کارل پیرسن[۲] در سال ۱۹۷۱ برای متغیّرهای غیر آماری پیشنهاد کرد. در حقیقت این روش بدون حذف اطلاعات اساسی، متغیرهای اصلی را به متغیرهای غیر همبسته تبدیل و تعداد آنها را کاهش می‌دهد (Vermunt and Magidson, 2005: 9).

مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی[۳] اولین بار توسط برنانکی و بویوین (۲۰۰۳) و با ترکیب مدل‌های خودتوضیحی برداری استاندارد با تحلیل عاملی مبتنی بر آنالیز اجزای اصلی ارائه شد. این ایده در پژوهش برنانکی، بویوین و الیاس[۴] (۲۰۰۵) نیز با پیچیدگی‌های بیشتری در اجرای تحلیل عاملی و نیز در مقیدسازی مدل خودتوضیحی برداری پیگیری شد. هدف اصلی برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) این بود که پویایی‌های شوک‌های پولی را به صورت واقعی و کامل وارد مدل خودتوضیحی برداری کنند. در پژوهش برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) نیز برای انجام تحلیل عاملی از مدل آنالیز اجزای اصلی استفاده شده است و تاثیر اجرای سیاست‌های پولی بر اقتصاد مورد بررسی قرار گرفته است. پس از آن استاک و واتسون[۵] (۲۰۰۵) نیز تغییراتی در روش‌های مورد استفاده از پژوهش برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) ایجاد کردند و تحلیل‌های مقایسه‌ای منحصر به فردی در این زمینه ارائه کردند. در تمامی این مطالعات، پیش از وارد کردن داده‌ها به صورت خام و گسترده در مدل، از یکی از روش‌های تحلیل عاملی استفاده شده است تا متغیرهای همبسته به مؤلفه‌های کلیدی تبدیل شوند و سپس تحلیل‌های مربوط به مدل‌های خودتوضیحی برداری، بر اساس این داده‌های تعدیل‌شده انجام پذیرد. بنابراین، اجرای روشی مثل آنالیز اجزای اصلی، مقدمه‌ای برای آماده‌سازی داده‌های اصلی و یک تحلیل آماری مقدماتی برای مدل خودتوضیحی برداری به شمار می‌رود. بر اساس پژوهش برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) و استاک و واتسون (۲۰۰۵)

۱- Principal Compantent analysis

۲- Carl Pierson

۳- Factor-Augmented Vector Autoregression

۴- Bernanke, Boivin and Eliasz

۵- Stock and Watson

منطق اصلی ترکیب داده‌های همبسته در مدل‌های خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی این است که بتوان از تمامی نوسانات ایجاد شده در داده‌ها و تمامی اطلاعات موجود در مشاهدات استفاده کرد و از مشکلات ناشی از تجمیع متغیرهای همبسته یا کنار گذاشتن برخی از آن‌ها جلوگیری کرد و در حقیقت روند تغییرات متغیرها دچار اخلال نشود.

٤-٢- رویکرد بیزین در مدل‌های خودتوضیحی برداری

تفاوت رویکرد بیزین و رویکرد سنتی ریشه در تفاوت دو رویکرد اصلی در مورد احتمالات دارد: رویکرد تکرار شوندگی[۱] و رویکرد ذهنی[۲]. رویکرد اول احتمال را برای وقایعی تعریف می‌کند که امکان تکرار شدن آن‌ها وجود دارد مثل پشت یا رو آمدن سکه، ولی در مورد وقایعی که هنوز اتفاق نیفتاده است مثل وضعیت هوا در سه روز آینده سکوت می‌کند و دچار مشکل می‌شود. اما رویکرد ذهنی احتمال را برای هر اتفاقی که در آن نااطمینانی وجود دارد تعریف می‌کند و نسبت به رویکرد اول محدودیتی ندارد. ولی این رویکرد به این معنا نیست که احتمالات تعریف شده از قوانین احتمال[۳] تبعیت نکند. بلکه در این رویکرد نیز قوانین احتمالات هم‌چنان پابرجاست. به عنوان مثال احتمال باران آمدن در فردا باید عددی بین صفر و یک باشد (Greenberg, 2008: 57).

روش‌های بیزین برخلاف روش‌های کلاسیک که معمولاً به تخمینی از پارامترهای یک توزیع مفروض می‌پردازند، به یک تابع چگالی پسین[۴] کامل دست می‌یابند. این تابع پسین ممکن است یک تابع چگالی پیچیده‌ای باشد که به هیچ یک از توزیع‌های رایج و استاندارد که در روش‌های سنتی مورد استفاده قرار می‌گیرند، شباهتی نداشته باشد و تخمین آن از طرق عادی غیر ممکن باشد. مدل سازی تابع پسین به صورت مستقیم نیاز به فرض‌های مجانبی[۵] را جهت استنباط آماری

۱- Frequentist probabilities
۲- Subjective probabilities
۳- Probability axioms
۴- Posterior density function
۵- Asymptotic arguments

برطرف می‌سازد (Misra, 2008, p105).

مدل خودتوضیحی برداری نامقید با n معادله و p دوره وقفه که به صورت $VAR(p)$ نمایش داده می‌شود را می‌توان به صورت زیر نوشت (Koop, 2010, p5):

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

که در آن y_t بردار $n \times 1$ شامل متغیرهای وابسته، z_t بردار $h \times 1$ اجزای ثابت و متغیرهای برون‌زاست[۱]. C و A_j به ترتیب ماتریس‌های $h \times n$ و $n \times n$ ضرایب مدل هستند و ε_t بردار اجزای خطا است توزیع آن $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N_n(0, \Sigma)$ فرض شده است. ماتریس واریانس-کواریانس 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 ارائه شده در معادله ۱ را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$Y = XA + \varepsilon$$

به گونه‌ای که:

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

همان طور که مشاهده می‌نمایید ماتریس Y به‌گونه‌ای تعریف شده است که ابعاد آن $T \times n$ بوده و تمامی T مشاهده 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 اجزاء ثابت) VAR را در یک بردار انباشته است. تعداد ضرایب این مدل برابر با nK می‌باشد. روش‌های بیزین تابع راستنمایی[۲] و پیشین[۳] را ترکیب کرده و به تابع پسین[۴] می‌رسند. به راحتی می‌توان نشان داد که حتی اگر پارامترها در تابع راستنمایی به درستی تعیین

۱- h در اینجا برابر با تعداد متغیرهای برونزا به اضافه ۱ (جزء عرض از مبدأ) می‌باشد.

۲- Likelihood function

۳- Prior function

۴- Posterior function

نشده باشند، استفاده از تابع پیشین مناسب می‌تواند ما را به تابع چگالی پسین معتبری رسانده و در نتیجه استنباط بیزین را ممکن سازد (Poirier, 1998: P487-493). برای به دست آوردن توزیع پسین پارامترهای مدل باید تابع راستنمایی را داشته باشیم. تابع راستنمایی را می‌توان به صورت زیر به دست آورد (George, Sun and Ni, 2008: P567-568):

$$f(Y \mid A, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} etr\left\{-\frac{1}{2}(Y - XA)\Sigma^{-1}(Y - XA)'\right\} \quad (۲)$$

به گونه‌ای که $etr(A) \equiv \exp(Trace(A))$ می‌باشد. در اقتصادسنجی متعارف تخمین رایج برای (A, Σ) تخمین MLE است که به صورت زیر است:

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

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

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

قیود مشخص‌کننده[۱] مدل خودتوضیحی برداری از طریق مقید نمودن عناصر موجود در ماتریس ضرایب (A) و ماتریس کواریانس اجزاء خطاء (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 که در معادله زیر صدق می‌کند بود (Koop, 2010: 27):

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

به علاوه برای اطمینان از معین مثبت بودن ماتریس دقت[۲] (Σ^{-1}) باید فرض کنیم $\psi_{ii} > 0$ باشد.

لازم به ذکر است که می‌توان انواع توابع پیشین را در مدل خودتوضیحی برداری بیزین به کار برد که در بررسی مدل پژوهش از ۶ پیشین متفاوت در تحلیل مدل استفاده شده است تا مدل

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- Identifying restrictions

۲- Precise matrix

برگزیده پژوهش مشخص گردد[۱].

۵- متغیرهای مدل

اولین مرحله در مدل‌سازی خودتوضیحی برداری، تعیین مجموعه متغیرهای مدل است به گونه‌ای روابط اقتصادی به اثبات رسیده[۲] اقتصاد را به درستی نشان دهد. هدف از این تحقیق بررسی تحلیل رابطه درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی و مالی است. لذا برای کنترل اثرات سایر متغیرها می‌بایست متغیرهای کلانی که تحت تاثیر درآمدهای نفتی قرار می‌گیرند نیز وارد مدل شوند.

گنلی و سالمون[۳] (۱۹۹۷) برای کنترل اثرات متغیرهای اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی حقیقی و شاخص قیمت تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی[۴] را در مدل خودتوضیحی برداری وارد کرده‌اند. هایو و اهلنبروک (۱۹۹۹) بر این اساس که شرایط روابط تجاری بین‌المللی بر اقتصاد کلان و نیز بر اجرای سیاست‌های پولی و مالی تاثیر می‌گذارد، متغیر نرخ ارز را نیز در مدل خود اضافه نموده‌اند. ددولا و لیپی(۲۰۰۵) به تبعیت از کرستیانو، اچنبام و اوانس[۵] (۱۹۹۸) برای آمریکا، شاخص قیمت مصرف کننده را در مدل خودتوضیحی برداری خود وارد کرده‌اند، اما در مدل‌سازی کشورهای انگلستان، آلمان، ایتالیا و فرانسه نرخ ارز موثر را نیز در کنار سایر متغیرهای کلان اقتصادی وارد مجموعه متغیرهای مدل کرده اند. راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) متغیرهای تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌های مصرف کننده را وارد مدل خودتوضیحی برداری خود کرده‌اند.

با توجه به مطالعات پیشین متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی- به عنوان شاخص قیمت- و نرخ ارز واقعی به عنوان متغیرهای کلان در مدل وارد می‌شوند. از سوی دیگر با توجه موضوع تحقیق، درآمدهای نفتی، مخارج دولت (به عنوان نماینده

۱- با توجه به محدودیت تعداد صفحات، از ارائه توضیحات مربوط به مبانی نظری و آماری انواع توابع پیشین صرف نظر شده است. لازم به ذکر است که توضیحات کامل مربوط به توابع پیشین، در اختیار مجله قرار دارد و در صورت لزوم از سوی سردبیر محترم یا نویسنده مسئول در اختیار پژوهشگران علاقه‌مند قرار خواهد گرفت.

۲- Stylized economic interactions

۳- Ganley, J. and C. Salmon

۴- GDP deflator

۵- Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans

سیاست مالی) و پایه پولی (به عنوان نماینده سیاست پولی) نیز وارد مدل می‌شوند.

بر اساس شرایط بازار ارز در ایران، از متغیر نرخ ارز غیر رسمی[1] که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گزارش می‌شود، در این تحقیق استفاده شده است. البته با توجه به یکسان‌سازی نرخ ارز از فروردین ۱۳۸۱ و ایجاد سیستم شناور مدیریت شده در بازار ارز ایران، میان داده‌های پس از فروردین ۱۳۸۱ این متغیر در بازار رسمی و غیر رسمی، همبستگی مناسبی وجود دارد و این موضوع، ایجاد متغیر عاملی میان نرخ ارز رسمی و غیر رسمی (با ترکیب دو سری رسمی و غیر رسمی از فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۸۹) را ممکن می‌سازد. اما در خصوص داده‌های سری زمانی عاملی ۱۳۸۰ به قبل از داده‌های نرخ ارز غیر رسمی استفاده شده است. در مورد شاخص عاملی سیاست مالی نیز از ترکیب دو سری زمانی فصلی پرداخت‌های جاری و پرداخت‌های عمرانی دولت در طول دوره ۱۳۶۹:۱ الی ۱۳۸۹:۴ استفاده شده است.

لازم به ذکر است که با توجه به شرایط نظام بانکداری در ایران و مطالعات پیشین، در این مطالعه از متغیر پایه پولی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده می‌شود. به دلیل عدم استفاده از نرخ تنزیل مجدد و عملیات بازار باز و استفاده از نرخ ذخیره قانونی و ابزارهای مستقیم سیاست پولی همانند سقف‌های اعتباری در ایران متغیر ویژه‌ای که نشان دهنده تغییرات سیاست پولی باشد، در اقتصاد ایران وجود ندارد (Keshavarz and Mahdavi, 2005). اما برتری استفاده از پایه پولی به عنوان شاخص سیاست پولی این است که سیاست پولی از هر طریقی که اعمال شود، پایه پولی متاثر خواهد شد. زیرا حجم پایه پولی یا پول پرقدرت[2] برابر کل مسکوکات و ذخایر موجود در سیستم بانکداری است. از سوی دیگر از حاصل‌ضرب ضریب فزاینده پولی در پایه پول می‌توان حجم پول در گردش را محاسبه نمود که از طریق فرایند خلق پول توسط بانک‌های تجاری ایجاد شده است (Hosseini, 2010: 31).

واحد داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، پایه پولی، مخارج دولت و درآمد نفتی، میلیارد ریال است. نرخ ارز نیز به صورت ارزش ریالی یک واحد دلار محاسبه شده است. شاخص تعدیل

۱- Nonofficial exchange rate

۲- High powered money

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. متغیرها به صورت لگاریتمی و پس از تعدیل فصلی وارد مدل شده‌اند. بنابراین با توجه به توضیحات فوق از متغیرهای عاملی مخارج جاری و عمرانی حقیقی، متغیرعاملی نرخ ارز رسمی و غیر رسمی حقیقی، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت و پایه پولی در طول دوره ۱۳۶۹:۱ الی ۱۳۸۹:۴ استفاده شده است.

٦-آزمون‌های اولیه تصریح مدل

٦-١- آزمون مانایی متغیرهای مدل

نمودار متغیرهای مدل و نیز آزمون ریشه واحد متغیرها (آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[1]) نشان می‌دهد که تمام متغیرها I(1) هستند و با یک بار تفاضل گیری مانا خواهند شد. سیمز[2](۱۹۸۰) و سیمز، استاک و واتسون[3] (۱۹۹۰) 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 خودتوضیحی برداری، 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 هم‌جمعی میان متغیرهاست را از دست خواهیم داد. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روند زدایی از متغیرهای موجود در مدل خودتوضیحی برداری نیست (Enders, 2007: 70).

برای آزمون وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها در مدل خودتوضیحی برداری از آزمون یوهانسن جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۹۵٪، بر اساس آماره‌های trace و max ، فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی برای تمامی مدل‌ها رد می‌شود.

٦-٢- تعیین وقفه بهینه مدل

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- Augmented Dickey Fuller

۲- Sims

۳- Sims, C. A., J. Stock, and M. W. Watson

براساس ایوانف و کیلیان[۱] (۲۰۰۵) معیار اطلاعات شوارتز[۲] برای داده‌های فصلی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، دقیق‌ترین معیار اطلاعاتی است. از آنجایی که داده‌های این پژوهش به صورت فصلی و کمتر از ۱۲۰ مورد است، از این معیار برای تعیین وقفه بهینه مدل خودتوضیحی برداری استفاده می‌شود. مقدار معیار اطلاعات شواتز در وقفه دوم به حداقل مقدار خود می‌رسد و برابر با ۹/۴۴ می‌شود. بنابراین وقفه مدل خودتوضیحی برداری پژوهش حاضر برابر با دو خواهد بود. البته درستی انتخاب این وقفه در ادامه و پس از تعیین پیشین مناسب مدل پژوهش، با استفاده از احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل خودتوضیحی برداری بیزین نیز بررسی خواهد شد.

۷-تصریح مدل

پس از انجام تحلیل آنالیز اجزای اصلی روی متغیرهای نرخ ارز و مخارج دولت و استفاده از رویکرد بیزین، مدل این پژوهش به صورت یک مدل خودتوضیحی برداری عاملی اصلاح شده دارای ۲ وقفه و شامل ۶ متغیر خواهد بود که در ادامه نمایش داده شده است:

$$\begin{pmatrix} Gdp_t \\ Oil_t \\ Fis_t \\ Exr_t \\ Inf_t \\ Hpm_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} {m_t}^{gdp} \\ m_t^{oil} \\ m_t^{fis} \\ m_t^{exr} \\ m_t^{inf} \\ m_t^{hpm} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_3^1 & \delta_3^1 & \theta_3^1 & \vartheta_3^1 & \varphi_3^1 & \omega_3^1 \\ \gamma_4^1 & \delta_4^1 & \theta_4^1 & \vartheta_4^1 & \varphi_4^1 & \omega_4^1 \\ \gamma_5^1 & \delta_5^1 & \theta_5^1 & \vartheta_5^1 & \varphi_5^1 & \omega_5^1 \\ \gamma_6^1 & \delta_6^1 & \theta_6^1 & \vartheta_6^1 & \varphi_6^1 & \omega_6^1 \\ \gamma_7^1 & \delta_7^1 & \theta_7^1 & \vartheta_7^1 & \varphi_7^1 & \omega_7^1 \\ \gamma_8^1 & \delta_8^1 & \theta_8^1 & \vartheta_8^1 & \varphi_8^1 & \omega_8^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Gdp_{t-1} \\ Oil_{t-1} \\ Fis_{t-1} \\ Exr_{t-1} \\ Inf_{t-1} \\ Hpm_{t-1} \end{pmatrix}$$
$$+ \begin{pmatrix} \beta_3^2 & \gamma_3^2 & \delta_3^2 & \theta_3^2 & \varphi_3^2 & \omega_3^2 \\ \beta_4^3 & \gamma_4^3 & \delta_4^3 & \theta_4^3 & \varphi_4^3 & \omega_4^3 \\ \beta_5^3 & \gamma_5^3 & \delta_5^3 & \theta_5^3 & \varphi_5^3 & \omega_5^3 \\ \beta_6^3 & \gamma_6^3 & \delta_6^3 & \theta_6^3 & \varphi_6^3 & \omega_6^3 \\ \beta_7^3 & \gamma_7^3 & \delta_7^3 & \theta_7^3 & \varphi_7^3 & \omega_7^3 \\ \beta_8^3 & \gamma_8^3 & \delta_8^3 & \theta_8^3 & \varphi_8^3 & \omega_8^3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Gdp_{t-2} \\ Oil_{t-2} \\ Fis_{t-2} \\ Exr_{t-2} \\ Inf_{t-2} \\ Hpm_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} {\varepsilon_t}^{gdp} \\ \varepsilon_t^{oil} \\ \varepsilon_t^{fis} \\ \varepsilon_t^{exr} \\ \varepsilon_t^{inf} \\ \varepsilon_t^{hpm} \end{pmatrix}$$

۱- Ivanov and Kilian

۲- Schwarz information criterion

Gdp_t نشان‌دهنده لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، Oil_t نشان‌دهنده لگاریتم درآمد نفتی، Inf_t لگاریتم شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی، Hpm_t نشان‌دهنده لگاریتم پایه پولی است. اما در خصوص متغیرهای مخارج دولت و نرخ ارز، ابتدا با استفاده از آنالیز اجزای اصلی، داده‌های متغیرهای سیاست مالی و نرخ ارز به شاخص‌های عاملی مربوطه تبدیل شده‌اند و این شاخص‌های عاملی وارد سیستم مدل خودتوضیحی برداری بیزین شده‌اند. با توجه به نتایج حاصل از تحلیل همبستگی اجزای پایه پولی، امکان ایجاد شاخص عاملی برای منابع پایه پولی وجود ندارد و لازم است که این ارقام آن به صورت خام وارد مدل خودتوضیحی برداری بیزین شوند. ماهیت داده‌های تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی نیز به نحوی است که امکان تحلیل عاملی در خصوص آن‌ها وجود ندارد.

۸-انتخاب پیشین برگزیده پژوهش

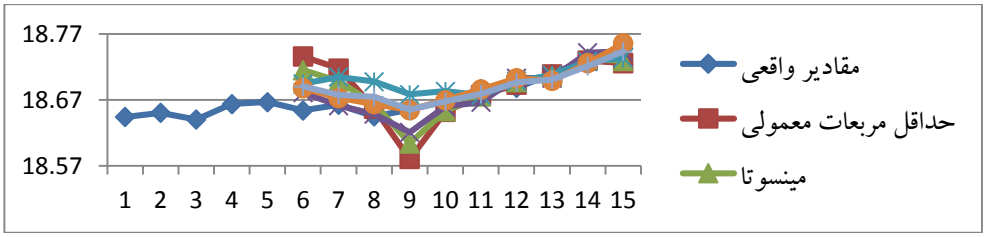
یکی از مقیاس‌های انتخاب بهترین و دقیق‌ترین تابع پیشین برای محاسبه تابع عکس‌العمل آنی در مدل‌های خودتوضیحی برداری بیزین، پیش‌بینی خارج از نمونه است (Koop, 2010: p8). هم‌چنین شایان ذکر است که معمولاً از پیش‌بینی بازگشتی[۱] که دربرگیرنده پیش‌بینی در زمان‌های $\tau = \tau_0, \dots, T$ می‌باشد، استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، مدل را باید $T - \tau_0$ مرتبه با استفاده از نمونه‌های فرعی[۲] مناسب تخمین زد و به همین تعداد از پیش‌بینی مربوط به $\tau_0 + h, \dots, T + h$ دست یافت[۳]. تابع چگالی پیش‌بینی به صورت $p(y_{i,\tau+h}|Data_\tau)$ است که بر اساس اطلاعاتی است که در زمان τ در دسترس است. همچنین $y_{i,\tau+h}$ متغیر تصادفی است که پیش‌بینی مقادیر آن موردنظر پژوهش است. در نمودارهای زیر پیش‌بینی‌های خارج از نمونه یک دوره جلوتر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز توسط روش حداقل مربعات معمولی و مدل‌های خودتوضیحی برداری بیزین مبتنی بر ۶ پیشین مذکور نمایش داده شده و با مقدار واقعی این

۱- Recursive forecasting

۲- Sub-samples

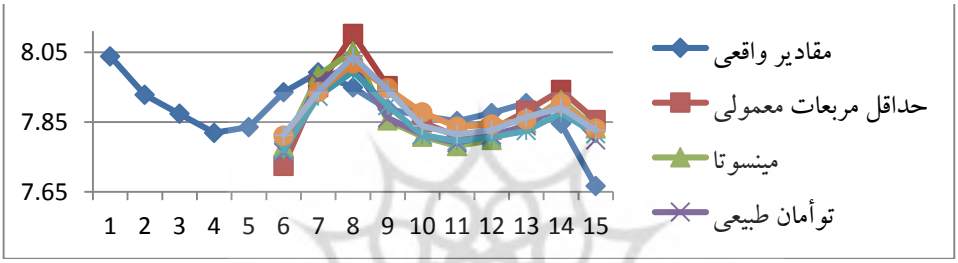
۳- h در اینجا برابر با افق پیش‌بینی است.

متغیرها مقایسه شده است. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود پیش‌بینی‌های صورت گرفته با روش حداقل مربعات معمولی دارای خطای بسیار بیشتری نسبت به سایر روش‌هاست که دلیل آن همان مسئله وفور پارامتر است.



نمودار (۱): پیش‌بینی‌های خارج از نمونه یک دوره جلوتر تولید ناخالص داخلی

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار (۲): پیش‌بینی‌های خارج از نمونه یک دوره جلوتر نرخ ارز

منبع: محاسبات تحقیق

برای بررسی دقیق‌تر خطای پیش‌بینی هر یک از روش‌ها، میانگین پیش‌بینی برای دوره T+1 تمامی متغیرها بررسی قرار گرفته است و در جدول (۱) نمایش داده شده است.

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

Hpm_{T+1}	Inf_{T+1}	Exr_{T+1}	Fis_{T+1}	Oil_{T+1}	Gdp_{T+1}	تابع پیشین
6.8047 (0.109)	0.0537 (0.053)	7.8594 (0.109)	12.3446 (0.171)	5.8522 (0.206)	18.7232 (0.060)	حداقل مربعات معمولی
6.8078 (0.121)	0.05 (0.054)	7.8312 (0.126)	12.3717 (0.179)	5.8599 (0.233)	18.7322 (0.050)	مینسوتا
6.8218 (0.214)	0.0649 (0.187)	7.8182 (0.225)	12.4047 (0.226)	5.7927 (0.259)	18.7505 (0.196)	توأمان طبیعی
6.7966 (0.193)	0.0391 (0.157)	7.8257 (0.211)	12.4211 (0.220)	5.7557 (0.254)	18.7435 (0.174)	نرمال-ویشارت مستقل

SSVS ویشارت	18.742 (0.163)	5.7849 (0.268)	12.391 (0.230)	7.8295 (0.210)	0.0427 (0.129)	6.8202 (0.208)
SSVS-Full	18.7413 (0.050)	5.8097 (0.188)	12.3646 (0.158)	7.8272 (0.112)	0.0327 (0.047)	6.8296 (0.103)
مقدار واقعی	18.74813966	5.740897	12.13397	7.666269	0.213268	6.508218

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱) مشاهده روش حداقل مربعات معمولی در پیش‌بینی تمامی متغیرها نسبت به سایر روش‌ها از خطای بیشتری برخوردار بوده و انحراف معیار پیش‌بینی آن نیز در اکثر موارد نسبت سایر روش‌ها بیشتر است. با این وجود نمی‌توان از نتایج جدول فوق نیز به قطعیت در مورد مدل برتر اظهار نظر کرد. در مدل‌های بیزین معمولاً در چنین مواردی که امکان انتخاب صریح پیشین برتر وجود ندارد، بررسی میزان دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف از RMSE استفاده می‌شود که این شاخص به صورت زیر قابل تعریف است:

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

با توجه به فصلی بودن داده‌ها، برای محاسبه RMSE افق پیش‌بینی متفاوت از $h=1$ تا $h=8$ و ۱۳۸۵$=\tau_0$ در نظر گرفته شده است. در جدول (۲) شاخص RMSE برای مدلهای مختلف و افقهای پیش‌بینی مذکور نشان داده شده است.

جدول (۲): شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف

تابع پیشین	یک دوره جلوتر	دو دوره جلوتر	سه دوره جلوتر	چهار دوره جلوتر	پنج دوره جلوتر	شش دوره جلوتر	هفت دوره جلوتر	هشت دوره جلوتر
حداقل مربعات معمولی	0.0974	0.1200	0.1451	0.1665	0.1805	0.1902	0.2162	0.2506
مینسوتا	0.0919	0.1187	0.1357	0.1563	0.1767	0.1787	0.2050	0.2404
توأمان طبیعی	0.0850	0.1164	0.1338	0.1497	0.1706	0.1718	0.2035	0.2331
نرمال- ویشارت مستقل	0.0847	0.1072	0.1348	0.1430	0.1702	0.1705	0.2133	0.2472
SSVS ویشارت	0.0891	0.106	0.1319	0.1438	0.1662	0.1790	0.2125	0.2324
SSVS-Full	0.0919	0.1043	0.1239	0.1395	0.1578	0.1689	0.1995	0.2187

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲)، مدل خودتوضیحی برداری با استفاده از تابع پیشین SSVS-Full

پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌کند. نکته قابل توجه آن است که مدل مدل خودتوضیحی برداری با تابع پیشین پراکنده (روش حداقل مربعات معمولی) دارای پایین‌ترین دقت است. بنابراین در عمل نیز مشخص شد که تخمین مدل مدل خودتوضیحی برداری از روش اقتصادسنجی کلاسیک و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین آن به خاطر مشکل وفور پارامتر نتایج ضعیف‌تری را به دنبال دارد. اما استفاده از روش بیزین با تابع پیشین SSVS به خاطر منقبض شدن مدل و محدودشدن ضرایب نامربوط مدل به سمت صفر نتایج بهتری را در پی خواهد داشت. لازم به ذکر است که نتایج جدول (۳) نیز نشان می‌دهد که چنانچه از میانگین RMSEهای دوره‌های آتی و پیش‌بینی‌های کوتاه مدت و بلندمدت نیز برای انتخاب مدل برتر استفاده شود، تابع پیشین SSVS-Full پیش‌بینی‌های دقیقتری نسبت به سایر روش‌ها ارائه خواهد کرد. بنابراین در این پژوهش از تابع پیشین SSVS-Full برای برآورد مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین استفاده می‌شود.

جدول (۳): میانگین شاخصRMSE پیش‌بینی تمامی مدل‌ها در تمامی دوره‌های آتی، کوتاه مدت و بلند مدت

تابع پیشین	میانگین تمامی دوره‌های آتی	شاخص نسبی تمامی دوره‌ها	میانگین در دوره کوتاه مدت	شاخص نسبی دوره کوتاه مدت	میانگین در دوره بلندمدت	شاخص نسبی دوره بلندمدت
حداقل مربعات معمولی	0.1708	1	0.1322	1	0.2094	1
مینسوتا	0.1629	0.9538	0.1257	0.9504	0.2002	0.9560
توأمان طبیعی	0.1580	0.9250	0.1213	0.9170	0.1947	0.9300
نرمال- ویشارت مستقل	0.1589	0.9301	0.1174	0.8882	0.2003	0.9566
SSVS ویشارت	0.1576	0.9228	0.1177	0.8905	0.1975	0.9432
SSVS-Full	0.1506	0.8815	0.1149	0.8691	0.1862	0.8893

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به تعیین تابع پیشین SSVS-Full به عنوان تابع پیشین برگزیده مدل، این امکان وجود دارد که احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین با تابع پیشین SSVS-Full را نیز محاسبه شود و صحت انتخاب وقفه بهینه دوم برای مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی نیز تایید شود. نتایج احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل نشان می‌دهد که در وقفه سوم، تنها یک ضریب در مدل از اهمیت بیش از ۵۰ درصد برخوردار است و لذا وقفه بهینه مدل مربوطه برابر با ۲ خواهد بود. نتایج احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین با تابع پیشین SSVS-Full در پیوست (۱) ارائه شده است.

۹-نتایج مدل برگزیده پژوهش

۹-۱- توابع عکس‌العمل آنی

در مدل‌های خودتوضیحی برداری برای بررسی تأثیر ایجاد یک شوک در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس العمل آنی[۱] استفاده نمود. با توجه به موضوع این پژوهش و تمرکز بر تاثیر درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی و مالی، توابع عکس العمل آنی با تمرکز بر این موضوع استخراج شده‌اند. نمودارهای (۳) و (۴) توابع عکس العمل آنی به یک واحد انحراف معیار شوک درآمد نفتی را نشان می‌دهند.

همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود اثر شوک درآمد نفتی بر روی شاخص مخارج دولت، مثبت و پایدار است. به عبارت دیگر، افزایش درآمدهای نفتی در ایران، به افزایش مخارج دولت و اجرای سیاست مالی انبساطی منجر خواهد شد که نشان از پدیده انفعال مالی در اقتصاد ایران دارد.

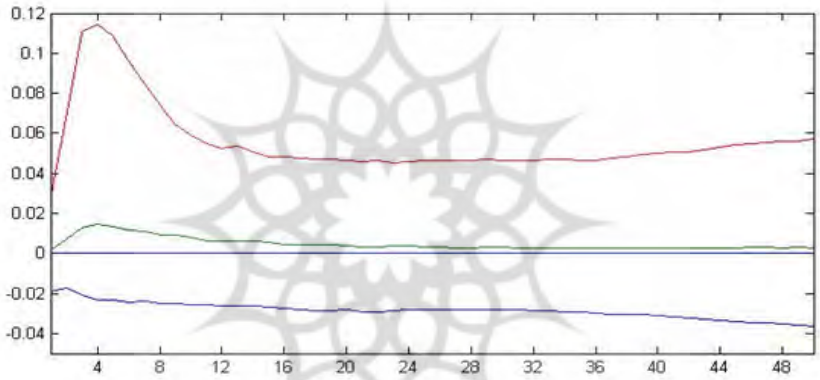
به علاوه نمودار (۴) نیز نشان می‌دهد که اثر شوک درآمد نفتی بر روی پایه پولی نیز، مثبت و پایدار است و حتی پس از گذشت ۵۰ دوره نیز بر روی سیاست پولی اثر گذار است. به عبارت دیگر، افزایش درآمدهای نفتی در ایران، به افزایش پایه پولی و اجرای سیاست پولی انبساطی منجر خواهد شد که نشان از پدیده انفعال پولی در اقتصاد ایران دارد[۲].

۱- impulse response function

۲- در نمودارهای شماره (۳) و (۴)، منحنی میانی نشان‌دهنده تابع عکس‌العمل آنی است.

در خصوص ماندگاری اثر شوک درآمدهای نفتی مشاهده می‌شود که اگر چه اثر این شوک در طول زمان رو به کاهش است، اما روند این کاهش کند است و اثر آن تا ۵۰ دوره پس از وارد شدن شوک کماکان قابل مشاهده است.

نتایج تابع عکس العمل آنی نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی تا ۱۲ دوره به کاهش ارزش پولی ملی منجر می‌شود و پس از آن اثر پایدار و مثبت بر روی ارزش پولی ملی خواهد داشت. هم‌چنین اثر افزایش درآمدهای نفتی بر شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی (نماینده شاخص قیمت) در دوره‌های اولیه شکل نوسانی دارد که ولی غالباً به صورت کاهشی است. اما در بلندمدت (پس از ۲۰ دوره) این اثر به صورت افزایش شاخص قیمت ظاهر می‌شود ولی اثر آن اندک است. این پدیده در خصوص تولید ناخالص داخلی نیز صادق است، به نحوی که در چند دوره اولیه اثر افزایش درآمدهای نفتی بر تولید منفی است ولی با گذشت زمان، به صورت مثبت و محرک تولید ناخالص داخلی نمایان می‌شود.

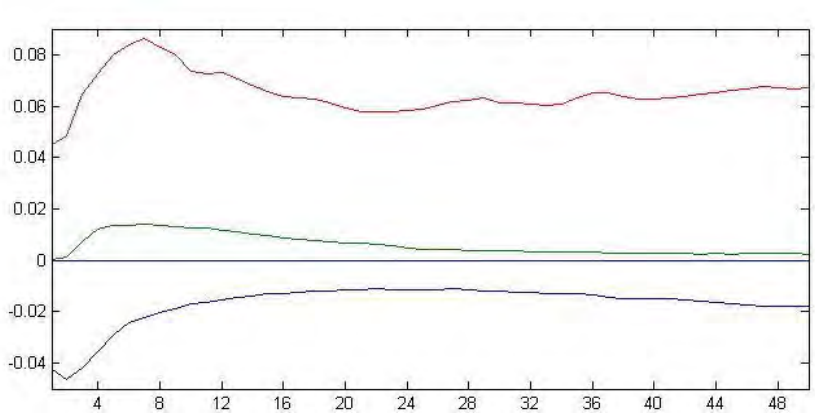


نمودار (۳): واکنش سیاست مالی (مخارج دولت) به شوک وارده بر متغیر درآمدهای نفتی

(محور عمودی میزان واکنش و محور افقی دوره زمانی را نشان می‌دهد)

منبع: محاسبات تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار (٤): واکنش سیاست پولی (پایه پولی) به شوک وارده بر متغیر درآمدهای نفتی

(محور عمودی میزان واکنش و محور افقی دوره زمانی را نشان می‌دهد)

منبع: محاسبات تحقیق

به علاوه همانگونه که در جدول (۴) نمایش داده شده است، اثر شوک درآمد نفتی، در دوره اول تنها باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود و اثر این شوک بر روی سایر متغیرها مثبت است. در این میان بیشترین تاثیرپذیری اولیه از شوک درآمدی نفتی، به ترتیب متعلق به مخارج دولت، نرخ ارز، پایه پولی و شاخص قیمت‌ها است. با این حال به طور متوسط در ۵۰ دوره اول، میانگین کل واکنش‌ها برای تمامی متغیرهای غیر از نرخ ارز مثبت بوده است. در طول ۵۰ دوره اول، بیشترین میزان واکنش در میان متغیرهای مدل، متعلق به پایه پولی است که در دوره دوم به حداکثر میزان واکنش خود در برابر شوک درآمدی نفتی می‌رسد. مخارج دولت نیز که در دوره چهارم بیشترین میزان واکنش را از خود نشان می‌دهد، در رتبه بعدی قرار می‌گیرد و به لحاظ بیشترین تاثیرپذیری از شوک درآمد نفتی، رتبه دوم را به خود اختصاص داده است. این در حالی است که تولید ناخالص داخلی با تاخیر بسیار زیاد و در دوره ۲۲ ام، بیشترین میزان واکنش را نسبت به شوک درآمد نفتی از خود نشان داده است و حتی در همین نقطه حداکثر تاثیرپذیری نیز، تاثیرپذیری بسیار اندکی از شوک درآمد نفتی داشته است.

جدول (٤): خلاصه برخی از نتایج توابع عکس العمل آنی مدل

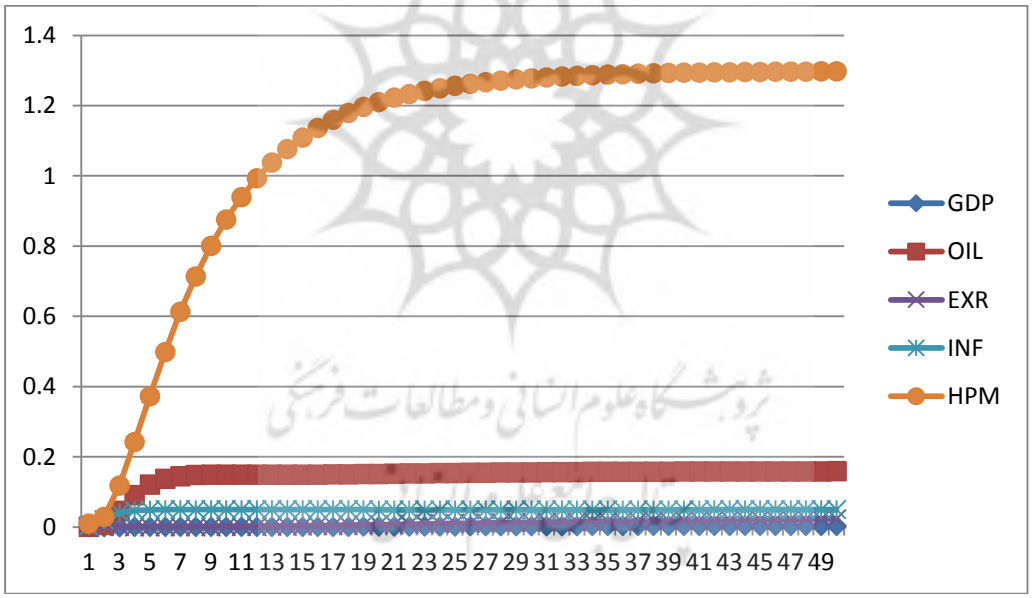
	میزان واکنش دوره اول	میانگین کل واکنش ها	بیشترین میزان واکنش	دوره بیشترین میزان واکنش
تولید ناخالص داخلی	-۰,۰۰۰۲۲۴	۰,۰۰۰۶۷۸۳۴۵	۰,۰۰۱۱۸۵۲۲۹	۲۲

درآمد نفتی	۰,۷۴۳۷۸۱۵۰۸	۰,۰۹۰۹۹۶۵۰۶	۱	۱
مخارج دولت	۰,۰۰۶۹۱۳۸۲۹	۰,۰۰۴۶۷۰۵۰۲	۰,۰۱۴۸۱۰۵۹	۴
نرخ ارز	۰,۰۰۳۵۳۶۲۰۶	-۰,۰۰۱۷۴۷	۰,۰۰۵۵۰۲۴۷۱	۴
شاخص قیمت‌ها	۰,۰۰۱۰۲۳۱۸۵	۰,۰۰۰۰۲۲۶	۰,۰۰۱۰۲۳۱۸۵	۲
پایه پولی	۰,۰۰۱۴۳۹۱۰۷	۰,۰۰۶۰۱۷۴۳۹	۰,۰۱۴۱۰۳۳۹۹	۲

منبع: محاسبات تحقیق

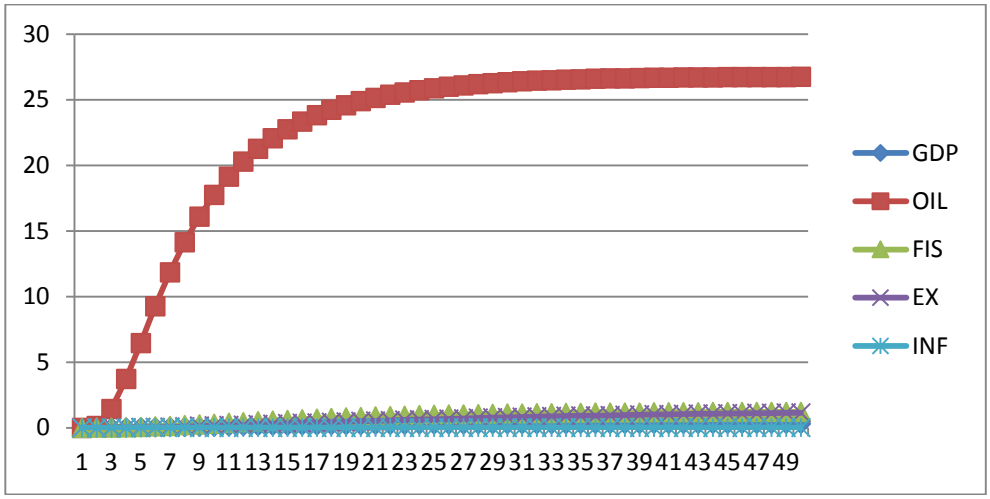
۹-۲- تجزیه واریانس

در مطالعات خودتوضیحی بردای معمولا از ابزار تجزیه واریانس جهت دستیابی به اطلاعات بیشتر درباره تاثیرات شوک‌ها استفاده می‌شود. با توجه به موضوع این پژوهش لازم است که تجزیه واریانس برای متغیرهای پایه پولی و مخارج دولت صورت گیرد تا تاثیرگذاری متغیرهای مدل (به ویژه درآمدهای نفتی) بر آن مشخص گردد. با توجه به این‌که در تجزیه واریانس متغیرهای مدل، بیشترین تاثیرگذاری متعلق به خود متغیر مورد بررسی است، لذا برای بررسی مقایسه‌ای میزان تاثیرگذاری سایر متغیرها بر متغیرهای مخارج دولت و پایه پولی، در نمودارهای (۵) و (۶) از رسم میزان تاثرگذاری متغیر موردبررسی خودداری شده است.



نمودار (۵): تجزیه واریانس متغیر مخارج دولت

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار (٦): تجزیه واریانس متغیر پایه پولی

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که در نمودار (۵) نمایش داده شده است، در میان سایر متغیرهای مدل، پایه پولی بیشترین سهم توضیح‌دهندگیِ تغییرات مخارج دولت را به خود اختصاص داده است. به عبارت دیگر، اگر تاثیر متغیر مخارج دولت در نظر گرفته نشود، بیشترین میزان تغییرات مخارج دولت، بستگی به پایه پولی دارد. درآمدهای نفتی نیز با درصد توضیح‌دهندگی کمتر نسبت به پایه پولی در رتبه دوم قرار می‌گیرد. اما شاخص قیمت‌ها، نرخ ارز و تولیدناخالص داخلی نیز به ترتیب رتبه‌های بعدی را به خود اختصاص داده‌اند، ولی توضیح‌دهندگی ناچیزی دارند.

هم‌چنین نتایج تجزیه واریانس متغیر مخارج دولت نشان می‌دهد که تغییرات پایه پولی بعد از ۱۹دوره حدود ۱/۲ درصد از تغییرات مخارج دولت را توضیح می‌دهد که این رقم در مورد درآمدهای نفتی بعد از حدود ۱۷ دوره به حدود ۰/۱۵ درصد می‌رسد.

به علاوه بر اساس آنچه در نمودار (۶) نمایش داده شده‌است، در میان سایر متغیرهای مدل درآمدهای نفتی بیشترین سهم توضیح‌دهندگیِ تغییرات پایه پولی را به خود اختصاص داده‌است. به عبارت دیگر، اگر تاثیر متغیر پایه پولی در نظر گرفته نشود، بیشترین میزان تغییرات پایه پولی، بستگی به درآمدهای نفتی دارد. مخارج دولت، نرخ ارز، تولیدناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها

نیز به ترتیب رتبه‌های بعدی را به خود اختصاص داده‌اند، ولی توضیح‌دهندگی ناچیزی دارند.

هم‌چنین، نتایج تجزیه واریانس متغیر مخارج دولت نشان می‌دهد که تغییرات درآمدهای نفتی بعد از ۲۰ دوره حدود ۲۵ درصد از تغییرات پایه پولی را توضیح می‌دهد که رقم قابل‌ملاحظه‌ای به شمار می‌رود.

این نتایج حاکی از آن است که اگر چه سهم درآمدهای نفتی در توضیح‌دهندگیِ تغییرات پایه پولی و مخارج دولت در طول زمان افزایش می‌یابد، اما به طور کلی اهمیت درآمدهای نفتی در توضیح تغییرات پایه پولی، بسیار بیشتر از مخارج دولت است.

۱۰-جمع بندی و نتیجه‌گیری

نتایج توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس به وضوح فرضیه وجود انفعال پولی و مالی در اقتصاد ایران را تایید می‌کنند. بر اساس توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای پایه پولی (سیاست پولی) و مخارج دولتی (سیاست مالی)، ایجاد یک شوک درآمد نفتی، اثری مثبت و پایدار بر مخارج دولت و پایه پولی خواهد داشت که این اثر حتی پس از گذشت ۵۰ دوره نیز در مدل مشاهده می‌شود. به علاوه در میان متغیرهای مدل، به طور متوسط در طول ۵۰ دوره اول پس از بروز شوک درآمد نفتی، بیشترین تاثیرپذیری از درآمد نفتی به ترتیب متعلق به پایه پولی و مخارج دولت بوده است که نشان از بروز سیاست‌های پولی و مالی انبساطی ناشی از افزایش درآمدهای نفتی دارد. از سوی دیگر حداکثر میزان تاثیرپذیری از شوک درآمد نفتی در طول ۵۰ دوره اول پس از بروز شوک نیز به ترتیب متعلق به مخارج دولت و پایه پولی است که در دوره‌های اولیه پس از ایجاد شوک درآمد نفتی نیز بروز پیدا می‌کند. از سوی دیگر درآمد نفتی در خصوص تغییرات پایه پولی، بیشترین توضیح‌دهندگی را به خود اختصاص داده‌اند و در خصوص مخارج دولت نیز پس از پایه پولی، بالاترین میزان توضیح‌دهندگی در میان سایر متغیرهای مدل، متعلق به درآمدهای نفتی است.

بنابراین، تاثیرپذیری انفعالی سیاست‌های پولی و مالی از درآمدهای نفتی به وضوح در این مدل این پژوهش و نتایج آن قابل مشاهده و ردیابی است. اما دو راهکار اساسی برای کنترل تاثیرگذاری درآمدهای نفتی بر سیاست‌های پولی و مالی در ایران وجود دارد:

۱- عقیم‌سازی[۱] درآمدهای نفتی: در اجرای سیاست عقیم‌سازی درآمدهای نفتی در حقیقت به دنبال سیاست‌هایی هستیم که تأثیر جریان درآمدهای بادآورده نفتی بر سایر بخش‌های اقتصاد را خنثی کنند. این سیاست‌ها ابعاد متعددی دارد. یکی اینکه دولت‌ها باید از انضباط مالی مناسبی برخوردار باشند تا بتوانند از انتقال سریع درآمدها به تقاضای کل بیشتر و تورم جلوگیری نمایند. این مسئله مقاومت دولت در برابر فشار مخارج عمومی را می‌طلبد و این‌که یا به جمع‌آوری مازاد بودجه بپردازد یا درآمدها را به صندوق‌های متنوعی هدایت نماید.

در صورت عدم استفاده از سیاست عقیم‌سازی ارز توسط بانک مرکزی و فروش دلارهای نفتی به بانک مرکزی باعث افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی و به دنبال آن افزایش پایه پولی می‌گردد. افزایش پایه پولی نیز با مکانیسم ضریب فزاینده پولی باعث رشد شدیدتر نقدینگی و به دنبال آن تورم در کشور می‌شود. بررسی اوضاع اقتصادی ایران نشان از این دارد که به خاطر درآمدهای ناشی از افزایش قیمت نفت خام، در سال ۱۳۵۳ بخش‌های مختلف کشور، ۶۱ درصد افزایش حجم پول در گردش داشتند و تحت چنین شرایطی نرخ تورم به شدت رو به افزایش گذاشته است (Ahadi far, 1995: 121).

به علاوه در چنین شرایطی اساساً حضور فعال بانک مرکزی و اتخاذ سیاست‌های پولی با هدف تثبیت اقتصادی و کنترل تورم معنا و مفهومی نخواهد داشت و انفعالی ناشی از درآمدهای نفتی، قاعده‌گریزی و سیاست‌های صلاحدیدی را در بانک مرکزی به همراه خواهد داشت که پیامد آن تورم‌های مضاعف و بی‌ثباتی در تصمیم‌گیری‌های تولیدی است. به علاوه، بالارفتن ریسک تصمیم‌گیری‌های بلندمدت و تحمیل هزینه‌های تعدیل‌های چند باره قیمت و تنظیم مجدد قراردادهای عوامل تولید در طول یک دوره، سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تولیدی را نیز با اختلال شدید مواجه خواهد کرد (Romer, 2006: 398 & :430-431).

۲- با ثبات سازی درآمدهای نفتی: به طور کلی دو روش متعارف برای با ثبات‌سازی درآمدهای نفتی وجود دارد. روش اول استفاده از صندوق‌های تثبیت‌کننده و روش دوم تنوع‌بخشی به صادرات است. شواهد تجربی حاکی از آن است که نوسان بالای قیمت کالاهای

۱- Strilization

صادراتی در بازار جهانی بر عملکرد اقتصادی کشورهای غنی از لحاظ منابع طبیعی آثار منفی به جا می‌گذارد (Poelhekke and Van der ploeg, 2007).

References

[1] Ahadi far, S. (1995). Oil revenues, development and third world, cultural and publishing institution of Nazari, Tehran. (In Persian)

[2] Auty, R. (1990). Resource-based industrialisation: sowing the oil in eight developing countries. New York: Oxford University Press.

[3] Bernanke, Ben. & Boivin, j. (2003). Monetary Policy in a Data-Rich Environment. Journal of Monetary Economics, 3(50), 525-546.

[4] Bernanke, B. & Boivin, j. & Eliasz, p. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. QuarterlyJournal of Economics, 120, 387-422

[5] Black, F. (1972). Active and Passive Monetary Policy in a Neoclassical Model. The Journal of Finance, 4(27), 801-814.

[6] Christiano, L. & Eichenbaum, M. & Evans, C. (1998). Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End? NBER Working Paper No.6400.

[7] Cogley, T. & Sargent, T. (2005). Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWIIU.S New York University. Review of Economic Dynamics, 8, 262˚302.

[8] Dehn, J. (2001). The effects on growth of commodity price uncertainty and shocks. World Bank. Development Research 468 group, Policy research working paper, (2455).

[9] Devlin, J. & Lewin, M. (2004). Managing Oil Booms and Busts in Developing Countries. Draft Chapter for: Managing 470 Volatility and crises, A Practitioner s Guide.

[10] Enders, W. (2007). Applied Econometric Time Series, Translatied by Mahdi Sadeghi and Saeed Shaval Pour, vol. 2, University of Imam Sadeq (PBUH), Tehran. (In Persian)

[11] Farhangi, A. and Shirkavand, S. (2008). The effect of oil revenues on the country's economic management (1353-1383), Knowledge Management, 21 (80), PP. 93-104. (In Persian)

[12] Ganley, J. & Salmon, C. (1997). The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts. Bank of England Working Paper, 68.

[13] Gelb, A.H. (1986). Adjustment to windfall gains. In Neary, J.P. and Van Wijnbergen, S. (Eds). Natural Resources and the Macroeconomy, Basil Blackwell, Oxford.

[14] George, E. & Sun, D. & Ni, S. (2008). Bayesian stochastic search for VAR model restrictions. Journal of Econometrics, 142, 553-580.

[15] Gorsuch R. L. (1983). Factor Analysis. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

[16] Greenberg, Edward. (2008). Introduction to Bayesian Econometrics, Cambridge University Press.
[17] Hosseini, D.A, M. (2010). The Sectoral effects of monetary policy on the Iranian economy (structural VAR approach). MA Thesis of Islamic Studies and Economics, University of Imam Sadeq (PBUH). (In Persian)
[18] Ivanov, V. & Kilian, L. (2005). A Practitioner s Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis , *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol.9(1).
[19] Keshavarz H, Gh. and Mahdavi, A. (2005). Is the stock market a channel for monetary policy? Journal of Economic Research, (71), PP 147-170. (In Persian)
[20] Koop, G. (2010). Forecasting with medium and large Bayesian VARs, Journal of Applied Econometrics, Wiley Online Library, 1-34.
[21] Koop, G. & Korobilis, D. (2010). Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. Foundations and Trends in Econometrics, 3, 267-358
[22] Koop, Gary. (2003). Bayesian econometrics, published by: Wiley-Interscience, ASIN: B0087IFHXW
[23] Madalat, K. (2001). Evaluation of the performance of government monetary and fiscal policies with respect to the role of oil revenues in the economy (econometric analysis). Economic Research, (2) 1, 68-92. (In Persian)
[24] Mardoukhi, B. (2005). Management of oil wealth and foreign exchange reserves, Economy and society, (5) 2. (In Persian)
[25] Mdigliardo, C. (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, 4(2), 139-167.
[26] Misra, K. B. (2008). Handbook of Performability Engineering, Springer-Verlag. ISBN: 978-1-84800-130-5
[27] Moradi, D. (2010). Iran's oil impact on macroeconomic indicators with an emphasis on transmission mechanisms and effects. Journal of Economic Research, 2, 140-115. (In Persian)
[28] Nazari, M. and Mobarak, A. (2010). Abundant natural resources, Dutch disease and economic growth in oil-exporting countries. Energy Economics Studies, (27), 47-68. (In Persian)
[29] Poelhekke, S. & Van der ploeg, S. (2007) Volatility, Financial Development and the Natural Resource Curse, CEPR Discussion Papers, No. 6513, Oxford: CEPR.
[30] Poirier, D. (1998). Revising beliefs in non-identified models. Econometric Theory, 14, 483-509.
[31] Romer, D. (2006). Advanced Macroeconomics, 3rd Edition, McGraw-Hill, New York.
[32] Sabouri, H. (2006). The Nature of money and inflation in the the Iranian economy, Donyaye eghtesad, (1160), PP 45-32. (In Persian)

[33] Shakeri, A. (2000). The nature of inflation in the Iranian economy, Ph.D thesis, University of Shahid Beheshti. (In Persian)
[34] Shakeri, A. (2008). Macroeconomics: Theories and Policies, Volume II, Farsi Nevisa publishing, First Edition, Tehran.
[35] Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality , *Econometrica*, 48(1), 148-169.
[36] Sims, C. A. & Stock, J. & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots, Econometrica, 113-144.
[37] Sorensen, P. (1984). Countercyclical versus Passive Monetary Policy in a Medium-Run Macro Model, The Scandinavian Journal of Economics, 4(86), 452-467.
[38] Stock, J. H. & Watson, M. W. (1991). A probability model of the coincident economic indicators, in G. Moore & K. Lahiri, Eds. The leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records (Cambridge University Press) 63-90.
[39] Sturm, M. & Gurtner, F. & Alegre, J. (2009). Fiscal Policy Challenges in Oil-Exporting Countries. European Central Bank, Occasional Paper Series, 104, 1-62
[40] Vermunt, J.K. & Magidson, J. (2005). Factor Analysis with categorical indicators: A comparison between traditional and latent class approaches. In A. Van der Ark, M.A. Croon and K. Sijtsma (eds), New Developments in Categorical Data Analysis for the Social and Behavioral Sciences, 41-62. Mahwah: Erlbau.m

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

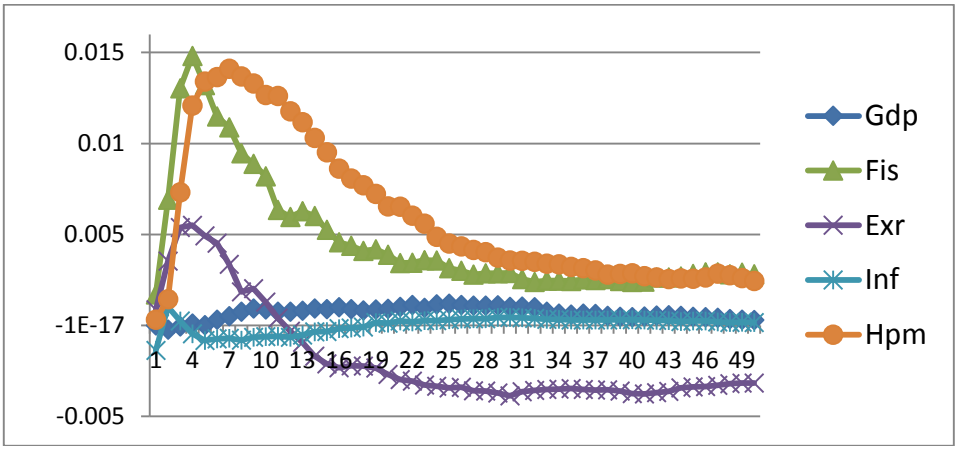
پیوست

پیوست (۱): احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین با تابع پیشین SSVS-Full

Hpm_t	Inf_t	Exr_t	Fis_t	Oil_t	Gdp_t	
0.034	0.178	0.528	0.092	0.088	۰٫۰۳۶	*constant*
0.034	0.026	0.112	0.132	0.49	۱	Gdp_{t-1}
0.106	0.106	0.052	0.052	1	۰٫۰۲۴	Oil_{t-1}
0.13	0.534	0.134	0.916	0.156	۰٫۰۷	Fis_{t-1}
0.066	0.124	1	0.056	0.064	۰٫۰۲۶	Exr_{t-1}
0.08	0.13	0.258	0.07	0.438	۰٫۰۳۸	Inf_{t-1}
1	0.044	0.09	0.04	0.234	۰٫۰۴۸	Hpm_{t-1}
0.026	0.036	0.028	0.788	0.176	۰٫۰۷۸	Gdp_{t-2}
0.076	0.118	0.046	0.092	0.132	۰٫۰۳۴	Oil_{t-2}
0.09	0.088	0.04	0.216	0.07	۰٫۰۵۶	Fis_{t-2}
0.078	0.06	0.062	0.076	0.05	۰٫۰۳۲	Exr_{t-2}
0.616	0.104	0.068	0.298	0.186	۰٫۰۹	Inf_{t-2}
0.104	0.044	0.104	0.028	0.434	۰٫۰۴	Hpm_{t-2}
0.03	0.038	0.036	0.874	0.108	۰٫۱۴۴	Gdp_{t-3}
0.054	0.058	0.046	0.09	0.11	۰٫۰۹۲	Oil_{t-3}
0.068	0.05	0.108	0.054	0.078	۰٫۰۴۶	Fis_{t-3}
0.04	0.078	0.088	0.056	0.422	۰٫۰۲۶	Exr_{t-3}
0.118	0.064	0.204	0.126	0.156	۰٫۱۴۸	Inf_{t-3}
0.066	0.038	0.048	0.116	0.248	۰٫۰۲۶	Hpm_{t-3}
0.018	0.018	0.116	0.222	0.164	۰٫۴۸۸	Gdp_{t-4}
0.062	0.038	0.122	0.228	0.3	۰٫۱۵۲	Oil_{t-4}
0.114	0.072	0.048	0.068	0.072	۰٫۲۵۲	Fis_{t-4}
0.078	0.076	0.164	0.406	0.36	۰٫۰۳۶	Exr_{t-4}
0.058	0.408	0.104	0.084	0.078	۰٫۱۶	Inf_{t-4}
0.04	0.056	0.028	0.184	0.136	۰٫۰۵۴	Hpm_{t-4}

منبع: محاسبات تحقیق

پیوست (۲): نمودار تابع عکس العمل مدل خودتوضیحی برداری اصلاح شده عاملی بیزین با تابع پیشین SSVS-Full



منبع: محاسبات تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی