

اثرات تعدیل قیمت حامل‌های انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی

با استفاده از یک مدل خود رگرسیون ساختاری (SVAR)

حسین صادقی^۱ کیوان شهاب لواسانی^۲ محمود باعجری^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۰۷/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۱۱/۱۹

چکیده

اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها و اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، با توجه به اثرگذاری بر متغیرهای اقتصاد کلان، مصرف بخش خصوصی و تولید زیر بخش‌های صنعت از حساسیت بالایی در اقتصاد کشور برخوردار است. افزایش قیمت حامل‌های انرژی مدت‌ها است که در اقتصاد ایران محل بحث و منازعه بوده است و با توجه به اهمیت موضوع و تأثیر آن بر اقتصاد و رفاه جامعه، مطالعات و بررسی‌های بیشتر و جامع‌تر در این حوزه ضروری به نظر می‌رسد. در این مقاله سعی شده است تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر سه متغیر مهم اقتصاد کلان: رشد تولید ناخالص ملی، تورم و مصرف بخش خصوصی در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR در دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۷۰ بررسی شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و مصرف بخش خصوصی کاهش یافته؛ ولی، تورم افزایش می‌یابد. نتایج این مطالعه نشان داد تعدیل قیمت انرژی، بیشترین تأثیر را در توضیح دهندگی نوسان‌های تورم دارد، به طوری که در میان مدت و بلند مدت حدود ۴۰ درصد از تغییرات و نوسان‌ها در تورم با تکانه‌های شاخص قیمت انرژی توضیح داده می‌شود. از دیگر یافته‌های این مطالعه این است که در بلند مدت شوک‌های شاخص قیمت انرژی به ترتیب در حدود ۲۰ و ۱۱ درصد از نوسان‌های مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. لازم به ذکر است که همه‌ی نتایج به‌دست آمده بدون در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع پرداخت منابع دریافتی دولت از محل یارانه‌ها است.

JEL: E32, F43, H29, Q43

واژگان کلیدی: یارانه‌ها، حامل‌های انرژی، شوک‌های قیمت انرژی، خودرگرسیون برداری ساختاری.

۱- دانشیار دانشکده‌ی مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (sadeghih@modares.ac.ir)

۲- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران (keyvanshabab@ut.ac.ir)

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (baghjari2002@gmail.com)

مقدمه

قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران به‌وسیله‌ی دولت انجام شده و همواره پایین‌تر از قیمت جهانی بوده است. به نظر می‌رسد ادامه این شیوه برای اقتصاد ایران سخت و پرهزینه شده است و به همین دلیل، دولت و نهادهای سیاست‌گذاری سعی در اصلاح این شیوه‌ی قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی دارند. در سه دهه‌ی پس از انقلاب، اقتصاد ایران شاهد تورم‌های بالایی بوده است. اما، در این مدت قیمت انرژی متناسب با این تورم افزایش نیافته و به‌طور مداوم فاصله‌ی قیمت انرژی از بهای تمام شده‌ی آن بیشتر شده است؛ بنابراین، میزان یارانه‌ها رشد صعودی داشته است. کاهش قیمت‌های واقعی انرژی، افزایش مصرف بیش از حد انرژی در ایران را سبب شده است، به‌طوری‌که شاخص شدت انرژی^۱ در ایران بسیار بیشتر از کشورهای دیگر است (در حالی‌که در سطح جهانی به‌طور متوسط برای تولید یک میلیون دلار ارزش افزوده حدود ۱۲۸ تن معادل نفت خام انرژی مصرف می‌شود، این رقم در ایران نزدیک به دو برابر است). (ترازنامه‌ی انرژی در سال ۱۳۸۵).

برخی از اقتصاددانان یارانه را به‌صورت تفاوت قیمت تمام شده یا حداکثر قیمت خرید یک کالا یا خدمت با قیمت فروش آن از سوی دولت تعریف می‌کنند. (سبحانی، حسن ۱۳۸۵) در این تعریف چیزی به نام هزینه‌ی فرصت یا واژه‌هایی دیگر از این قبیل وجود ندارد. این گروه معتقدند که آنچه در اقتصاد ایران به‌عنوان یارانه مطرح است، به‌طور مشخص مبالغی است که دولت در بودجه‌های سنواتی خود برای تولید برخی کالاها یا تامین برخی از اقلام یا کالاهای دیگر داخل و یا خارج از کشور، برای مصرف‌کننده یا تسهیل خدمات بانکی از حیث تسهیلات به مردم پرداخت می‌کند. بر مبنای این تعریف، در اقتصاد ایران حامل‌های انرژی در کشور یارانه ندارد. گروهی دیگر از اقتصاددانان با این تعریف درباره‌ی انرژی و این‌که در ایران یارانه انرژی نداریم، به شدت مخالف بوده و معتقدند که باید هزینه‌ی فرصت درباره‌ی انرژی را لحاظ کرد و این‌گونه تحلیل‌ها درباره‌ی عدم پرداخت یارانه به حامل‌های انرژی را خط‌بطلانی بر اصل مهم اقتصادی؛ یعنی هزینه‌ی فرصت می‌دانند. (کمیحانی، اکبر ۱۳۸۵)

در اصل باید توجه داشت که شرکت ملی نفت ایران یا شرکت بخش و پالایش فراورده‌های نفتی تنها تولیدکننده و توزیع‌کننده‌ی این فراورده‌ها هستند و البته، درباره‌ی آب و برق، نیز وزارت نیرو این وظیفه را بر عهده دارد. بنابراین، باید توجه داشت که در کشور ما به هیچ وجه در زمینه‌ی حامل‌های انرژی بازار رقابتی وجود ندارد و در واقع، درجه‌ی تمرکز در این صنعت به شدت بالاست و می‌توان گفت که در این بازارها، یک انحصارکننده‌ی فروش؛ مثل شرکت نفت (درباره‌ی برق و آب وزارت نیرو) و تعداد بسیاری خریدار

۱- شدت انرژی از تقسیم مصرف نهایی انرژی بر تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود و نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات چه مقدار انرژی به کار رفته است.

وجود دارد. در واقع، درجه‌ی انحصار در این بازار به شدت بالاست. در بازارهای انحصاری، تولیدکننده با درجات مختلف، بسته به کشش قیمتی کالا، می‌تواند سلطه داشته باشد. بر طبق مطالعات انجام شده در ایران، حامل‌های انرژی جزء کالاهای تقریباً بی‌کشش بوده و کشش قیمتی آن‌ها بین ۰/۱۵ تا ۰/۱۷ است. (سبحانی، حسن ۱۳۸۵) بنابراین، باید توجه داشت که در ایران بازار از ناحیه‌ی عرضه‌کننده کاملاً انحصاری بوده و قیمت‌هایی که تا کنون مطرح بوده است، در اصل قیمت‌های توافقی یا قرار دادی و بسته به نیت‌های مختلف قانونگذار یا دولت بوده است.

در واقع، اگر تعداد شرکت‌های داخلی یا خارجی عرضه‌کننده‌ی حامل‌های انرژی در ایران افزایش یابد و بازار این حامل‌ها رقابتی‌تر شود، آنگاه قیمت واقعی بازار این محصول قابل اتکا خواهد بود. لازم به توضیح است که حتی با وجود افزایش تعداد شرکت‌های عرضه‌کننده‌ی حامل‌های انرژی نیز ممکن است به علت عواملی؛ مثل کارایی شرکت‌های تولیدکننده و عرضه‌کننده‌ی حامل‌های انرژی، وفور منابع نفتی یا رانت کمیابی منابع، تفاوت در میزان کرایه‌ی حمل نفت خام به پالایشگاه، نوع مواد و تکنولوژی ساخت ساختمان‌های کشور از نظر سیستم‌های سرمایشی و گرمایشی و هدر رفت انرژی، تکنولوژی ساخت لوازم خانگی و اتومبیل‌ها از نظر کارایی در مصرف انواع حامل‌های انرژی، توسعه‌ی ناوگان حمل و نقل عمومی درون شهری و برون شهری، سردسیر، گرمسیر و یا معتدل بودن هوای اکثر نقاط کشور، کشش‌های عرضه و تقاضای حامل‌های انرژی، سهم بخش‌های مختلف؛ مانند بخش خدمات و بازرگانی و صنعت از تولید ناخالص داخلی، الگوی مصرف انرژی، درآمد سرانه و رشد اقتصادی و ... قیمت بازاری حامل‌های انرژی در یک کشور متفاوت از کشور دیگر باشد. به عبارت دیگر، قیمت انواع کالاها و خدمات متأثر از مؤلفه‌های مختلفی است که بر عرضه و تقاضای آن کالا در یک ناحیه‌ی جغرافیایی تأثیر می‌گذارد. به سخن دیگر، انتظار بر این است که در کشوری؛ مثل کوبا با تولید بالای شکر، به علت وفور این منبع، قیمت شکر برای ساکنین این کشور پایین‌تر از کشور خاص دیگری که در تولید این کالا مزیت ندارد، باشد. به تعبیری دیگر، با توجه به وفور منابع نفتی در کشور و برخورداری از رانت کمیابی منابع، حال که قیمت حامل‌های انرژی در ایران به قیمت جهانی یا قیمت فوب خلیج فارس افزایش یافته است، با همان استدلال می‌توان در بازار کار نیز میزان حقوق و دستمزد منابع انسانی را به قیمت‌های جهانی افزایش داد.

۲- مطالعات انجام شده

اسدی مهماندوستی (۱۳۸۸) به بررسی لزوم و چگونگی اصلاح الگوی مصرف و یارانه‌های فراورده‌های نفتی و سنجش آثار تورمی آن پس از اجرای طرح هدفمندکردن یارانه‌ها می‌پردازد.

در این بررسی با تکیه بر معرفی روش‌های مختلف اصلاح قیمت، با استفاده از روش جدول داده - ستانده مربوط به سال ۱۳۸۳ شامل ۵۶ قلم کالا، آثار تورمی واسط و خانوار، اصلاح قیمت فراورده‌ها به روش‌های یکباره و تدریجی در قالب روش‌های خطی محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که آثار تورمی ناشی از روش اصلاح یکباره و دفعی قیمت‌ها بسیار شدید بوده و قابل اجرا نمی‌باشد. در بین روش‌های تدریجی نیز روش اصلاح خطی دارای کم‌ترین آثار تورمی بوده و به نوعی بهترین روش است. در مجموع این مطالعه نشان داد که تورم ناشی از روش‌های مختلف اصلاح قیمت فراورده‌های نفتی چنانچه افزایش قیمت فراورده‌های نفتی به صورت یکباره باشد، به ترتیب به ایجاد تورم واسط و خانواری در حدود ۵۸ و ۳۳ درصد منجر می‌گردد و چنانچه این افزایش قیمت فراورده‌های نفتی به صورت تدریجی از طریق روش خطی باشد، آنگاه به ترتیب به ایجاد حدود ۲۱ و ۱۳ درصد تورم واسط و خانوار منجر می‌شود.

ابونوری و همکاران (۱۳۸۶) در چارچوب یک الگوی معادلات هم‌زمان با روش برآورد ۳SLS به بررسی ارزیابی آثار اقتصادی یارانه‌ی بنزین بر میزان مصرف آن در ایران در دوره‌ی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوهای اقتصادسنجی در این مطالعه نشان می‌دهد که، با افزایش یک درصد در میزان یارانه‌ی بنزین، شاخص قیمت‌ها به میزان ۰/۳۰ درصد کاهش یافته که در واقع به این معنی است که پرداخت یارانه‌ها به بنزین نتوانسته است اثر قابل توجهی در کاهش سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد. بنابراین، اتخاذ تصمیم دولت در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۴ درباره‌ی سیاست تثبیت قیمت‌ها نتوانسته است به کاهش نرخ تورم در کشور کمک چندانی کند. در مجموع، نتایج به‌دست آمده از برآورد سیستم معادلات هم‌زمان در این مطالعه نشان می‌دهد که در دوره‌ی بررسی شده بین یارانه‌ی بنزین و میزان مصرف آن رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود دارد. نتایج این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که به ازای هر یک درصد افزایش در یارانه‌ی بنزین، مصرف آن به میزان ۰/۶۹ درصد افزایش می‌یابد.

زوار (۱۳۸۴) با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی نشان داد که افزایش قیمت فراورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق تا سطح قیمت‌های جهانی به طور متوسط شاخص قیمت در اقتصاد ایران را به ترتیب ۱۹/۲۵، ۱۱/۰۷ و ۴/۸۳ درصد افزایش می‌دهد و افزایش هم‌زمان قیمت تمامی حامل‌های انرژی به سطح قیمت‌های جهانی، تورمی در حدود ۳۵/۴ درصد در اقتصاد را به‌وجود می‌آورد. ولی، اگر افزایش قیمت‌ها به صورت تدریجی و طی یک دوره‌ی تعدیل پنج ساله صورت گیرد، متوسط نرخ رشد قیمت‌ها در اقتصاد سالیانه ۷ درصد خواهد بود.

گروه مشورتی بانک جهانی^۱ (۲۰۰۳) با استفاده از جدول داده- ستانده به بررسی افزایش قیمت حامل های انرژی در چارچوب طرح هدفمند کردن یارانه ها بر افزایش قیمت در زیر بخش های اقتصادی و تورم کل اقتصاد پرداخته است. بر اساس برآوردهای انجام شده در صورتی که قیمت حامل های انرژی در سال ۲۰۰۳، به سطح قیمت های جهانی برسد، ۳۰/۵ درصد به تورم موجود افزوده می شود. اگر قیمت های داخلی در یک دوره ی سه ساله (از سال ۲۰۰۴) به سطح قیمت های جهانی تعدیل یابد، در سال ۲۰۰۶ حدود ۳۱/۹ درصد به تورم موجود در طول سال مذکور افزوده می شود و میزان تورم مازاد ناشی از افزایش قیمت های حامل های انرژی در سال های ۲۰۰۴، ۲۰۰۵، ۲۰۰۶ به ترتیب به تورم ۹/۴، ۹/۰، ۹/۸ درصد خواهد بود که در واقع، این مقدار تورم مازاد تورم به تورم سالیانه افزوده می شود. در صورتی که تعدیل قیمت ها در یک دوره ی ۵ ساله صورت گیرد و شروع این تعدیل از سال ۲۰۰۳ باشد، مجموع تورم به وجود آمده در پایان سال ۲۰۰۷، برابر ۳۶/۹ درصد است و در طی این پنج سال میزان افزایش تورم به ترتیب برابر ۵/۹، ۵/۹، ۶/۳، ۷/۰، ۷/۳ درصد خواهد بود. در مجموع نتایج این مطالعه نشان دهنده ی تورمی در حدود ۳۰/۵٪ برای کل اقتصاد است.

فتینی و بکون (۱۹۹۹) با استفاده از جدول داده - ستانده، به بررسی اثر تعدیل قیمت انرژی تا سطح قیمت جهانی، در ایران بر قیمت دیگر کالاها و سطح زندگی با فرض ثبات دستمزد و قیمت دیگر عوامل تولید پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که به جز بخش های انرژی، تنها ۸ بخش از ۴۳ بخش دارای افزایش قیمتی بیش از ۲۰ درصد بوده اند، که چهار بخش از این مجموعه مواد ساختمانی هستند که جزء بخش های تولیدی بوده و به طور مستقیم از سوی خانوارها مصرف نمی شوند. در مجموع این مطالعه نشان داد که افزایش یکباره ی قیمت حامل های انرژی حدود ۱۳ درصد، بر تورم موجود در سال ۲۰۰۱، می افزاید.

جنسن و تار (۲۰۰۲) به بررسی آثار سیاست های تجاری، افزایش نرخ ارز و سیاست انرژی در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که اصلاح اخلاص در این سه بازار، منفعتی بزرگ به همراه داشته است و این منفعت درآمد مصرف کنندگان را ۵۰ درصد افزایش می دهد که ۷ درصد این منفعت در اثر اصلاحات تجاری، ۷ درصد به دلیل اصلاح نرخ ارز و ۳۶ درصد در اثر اصلاح قیمت حامل های انرژی به دست می آید. افزون بر این، اتخاذ سیاست های مناسب همراه با اجرای هدفمند کردن یارانه کالاها می تواند آثار منفی اصلاح قیمت ها را بر فقرا کاهش دهد. در صورتی که منفعت به دست آمده به صورت پرداخت های مستقیم درامدی در اختیار همه ی خانوارها (نه تنها خانوارهای فقیر) قرار گیرد، تأثیر

1 - World bank: "IRAN Medium Term Framework for Transition" (2003), Social and Economic Development Group East and North Africa Region, Report No.25848-IRN, April 30, page 66

بسیاری بر افزایش درآمد خانوارهای فقیر در مقایسه با وضع فعلی دارد و فقیرترین خانوارهای روستایی و شهری به ترتیب ۲۹۰ و ۱۴۰ درصد بر درآمدشان افزوده می‌شود.

۳- مبانی نظری

در ادامه‌ی مبانی نظری سعی داریم تا اثر هم‌زمان شوک‌های عمده‌ی تأثیرگذار بر یکدیگر را در قالب الگوهای تشریح کنیم. اقتصاد مورد نظر، اقتصاد کوچک باز است. این قسمت از مدل مطرح شده از سوی ماندل-فلمنینگ و درنپوش^۱ استفاده می‌شود. با توجه به این که در این مقاله از متدولوژی SVAR^۲ استفاده شده است؛ بنابراین، به دنبال تأثیرگذاری هم‌زمان شوک‌های متغیرها بر همدیگر در بلند مدت هستیم. به همین منظور، از مدل زیر استفاده می‌کنیم:

قیمت واقعی نفت (O_t)، تقاضای کل (d_t)، عرضه‌ی کل (S_t) و عرضه‌ی پول یا حجم پول (m_t) است. فرض می‌شود هر یک از این متغیرها از یک فرایند تصادفی خودکار^۳ و مستقل (فرایند گام تصادفی) به شرح زیر پیروی کنند:

$$O_t = O_{t-1} + \varepsilon_t^O \quad (۱)$$

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t^S \quad (۲)$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d \quad (۳)$$

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (۴)$$

همچنین، تولید در هر دوره، به‌وسیله‌ی فرآیند گام تصادفی عرضه (که در رابطه‌ی (۲) به آن اشاره شد) افزون بر قیمت نفت به صورت رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$Y_s = S_t + \gamma O_t \quad (۵)$$

رابطه‌ی (۵) مطابق با مطالعه‌ی برنو و ساش (۱۹۸۵) است که این مطالعه نشان داد که افزایش در قیمت نهاده‌های واسطه‌ای؛ مانند قیمت انرژی همانند کاهش در سطح تکنولوژی اثر منفی بر تولید دارد. که γ اشاره به معکوس کشش تولید انرژی است. همچنین، تقاضا برای تولیدات به‌وسیله‌ی فرایند گام تصادفی مربوط به خودش افزون بر نرخ ارز واقعی (RER)^۴ به صورت رابطه‌ی زیر تعیین می‌شود:

1 - Mundell-Fleming- Dornbusch
2 - Structural Vector Auto Regressive
3 - Autonomouse Random Walk Prosses
4 - Real Exchange Rate

$$Y_t^d = d_t + \phi RER_t \quad (۶)$$

که در واقع، رابطه‌ی (۶) همان منحنی IS در یک اقتصاد باز است. تولید داخلی (نسبت به تولید خارجی) تابعی صعودی از نرخ ارز واقعی است؛ زیرا، بر اساس مطالعه، ادواردز^۱ (۱۹۸۹) نرخ ارز واقعی $RER = \frac{P_T}{P_N}$ قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله به غیر قابل مبادله است و افزایش در نرخ ارز واقعی حاکی از افزایش قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله (کالاهای تجاری) است که حاکی از بهبود وضعیت رقابت پذیری کشور در عرصه‌ی بین المللی داشته و بنابراین، با افزایش صادرات کالاهای قابل مبادله، تولید (و به تبع آن تقاضای کل) افزایش می یابد.

همچنین، یک معادله‌ی LM استاندارد در مدل خود در نظر می گیریم و به صورت زیر می نویسیم:

$$m_t = P_t + \delta Y_t - i_t \quad (۷)$$

که در معادله‌ی (۷)؛ تقاضای معاملاتی برای مانده‌های واقعی پول $(m = (\frac{M}{P})^d)$ یک تابع صعودی از تولید و تابعی نزولی از نرخ بهره است.

نرخ بهره را نیز به صورت زیر در نظر می گیریم:

$$i_t = E_t(RER_t) \quad (۸)$$

با حل همه‌ی معادلات ۱ تا ۷، داریم:

$$\Delta O_t = \varepsilon_t^O \quad (۹)$$

و بنابراین، داریم:

$$\Delta Y_t = \gamma \varepsilon_t^O + \varepsilon_t^s \quad (۱۰)$$

$$\Delta RER_t = \frac{1}{\phi(\gamma \varepsilon_t^O + \varepsilon_t^s - \varepsilon_t^d)} \quad (۱۱)$$

بر طبق رابطه‌ی (۱۱) شوکهای مثبت قیمت نفت (درآمدهای نفتی) و شوکهای مثبت طرف عرضه؛ مانند افزایش بهره‌وری یا کاهش قیمت انرژی به عنوان یک نهاده‌ی واسطه در تولید، به کاهش نرخ ارز واقعی یا افزایش توان رقابت کشور در عرصه بین المللی منجر می گردد. (هامفستر و رولدوس، ۱۹۹۶)^۲

1- Edwards, Sebastian; 1989

2 - Hoffmaister, Roldos ;1996

همان‌گونه که از رابطه‌ی (۱۱) مشخص است، تغییرات نرخ ارز واقعی در بلندمدت به صورت هم‌زمان از شوک‌های قیمت نفت، عرضه‌ی کل و تقاضای کل اثر می‌پذیرد و بالاخره، با استفاده از روابط (۷) تا (۱۱) می‌توانیم یک رابطه برای بیان تغییرات سطح قیمت‌ها به صورت تابعی از شوک‌های مدل به صورت رابطه‌ی (۱۲) به دست آوریم:

$$\Delta P_t = \varepsilon_t^m + (-\delta + (\lambda/\phi)\varepsilon_t^s + (-\delta\gamma + (\lambda\gamma/\phi))\varepsilon_t^o - (\lambda/\phi)\varepsilon_t^d \quad (12)$$

از روابط (۹) تا (۱۲) ارتباط بین شوک‌های ساختاری مشاهده می‌شود که می‌تواند در ماتریس A پایین مثلثی که در ادامه‌ی مقاله به شرح آن پرداخته می‌شود، مربوط به اعمال قیود بر شوک‌ها از آن استفاده کرد. برای مثال، قیمت نفت در بلندمدت و به صورت هم‌زمان (فقط) به وسیله‌ی شوک‌های قیمت نفت تعیین می‌شود. اما، سطح قیمت‌ها در بلندمدت به صورت هم‌زمان، به وسیله‌ی تمامی شوک‌های مدل (شوک‌های تقاضای کل، عرضه‌ی کل، شوک‌های پولی (اسمی) و شوک‌های قیمت نفت) تعیین می‌شود. تولید داخلی نیز در بلندمدت و به صورت هم‌زمان از هر دو شوک‌های قیمت نفت و شوک‌های عرضه‌ی کل (مانند شوک‌های قیمت انرژی و شوک‌های بهره‌وری و) اثر می‌پذیرد.

این مبانی نظری به ما امکان می‌دهد که یک مدل خودرگرسیون برداری در چارچوب مطالعه‌ی بلانچارد و کوا (۱۹۸۹) و با توجه به قیود بلندمدت به کار گیریم که در بخش بعدی مقاله به شرح آن می‌پردازیم.

۴- مدل‌سازی خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR)

بلانچارد^۱ و برنانک^۲ (۱۹۸۶)، سیمز^۳ و واتسون^۴ (۱۹۸۶) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری روی اثرات هم‌زمان تکانه‌ها، الگوی SVAR را توسعه دادند؛ سپس، بلانچارد و کوا^۵ (۱۹۸۹)، کلاریدا و گالی^۶ (۱۹۹۴) و آشتلی^۷ و گرات^۸ (۱۹۹۶) با اعمال محدودیت‌های نظری روی اثرات بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کردند.

بنابراین، برخلاف الگوی VAR^۹ غیر مقید که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، در الگوهای خودرگرسیونی برداری ساختاری SVAR به طور صریح حاوی

1 - Blanchard

2 - Bernanke

3 - Sims

4 - Watson

5 - Kah

6 - J.Gali & R.Clarida

7 - Ashli

8 - Gerat

9 - Vector Auto Regressive

یک منطق اقتصادی یا استفاده از تئوری های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت ها است. رابطه ی اصلی برقرار شده بین شوک های فرم خلاصه شده و شوک های فرم ساختاری در یک مدل SVAR به صورت رابطه ی ۱۳ است:

$$A\varepsilon_t = BU_t \quad (13)$$

که در رابطه ی (۱۳)، ε_t و U_t به ترتیب بردارهای جملات اخلال فرم خلاصه شده ی (ε_t) و جملات اخلال ساختاری (U_t) هستند که هم ε_t و U_t بردارهایی با ابعاد $(K \times 1)$ هستند و A و B ماتریس هایی با ابعاد $(K \times K)$ می باشند. بر طبق مطالعات بلانچارد (۱۹۸۹)، گیانی ^۱ (۱۹۹۲) و سیمز (۱۹۸۶) همبستگی هم زمان ^۲ بین متغیرها به وسیله دو ماتریس مربع وارون پذیر A و B قابل بیان است.

۵- معرفی داده ها و بررسی مانایی متغیرهای مدل

با توجه به این که بسیاری از مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران و برخی از کشور های صادرکننده نفت حاکی از اثر پذیری شدید متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران از درآمدهای نفتی، نرخ ارز واقعی - با توجه به پدیده ی بیماری هلندی - است و با توجه به این که در اصل افزایش درآمدهای نفتی در کشور ایران در اکثر سال ها به نوعی همراه با افزایش عرضه ی پول در کشور بوده است و همچنین، با توجه به این که شوک های قیمت انرژی جزء مهم ترین شوک های مؤثر بر بخش عرضه ی اقتصاد و تولید به شمار می آید و همچنین، با توجه به مبانی نظری مدل، متغیرهای استفاده شده در این مطالعه به شرح زیر است:

Lnryoil_sa: لگاریتم درآمدهای واقعی نفت ایران پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11^۳
LnPenergy_sa: لگاریتم شاخص قیمت انرژی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11
LnConsumption_sa: لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11 که از این متغیر، تنها در مدل اول استفاده می شود.

Lnrgdp_sa: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11
LnCpi_sa: لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11
LnRER_sa: لگاریتم نرخ ارز واقعی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11. لازم به توضیح است که نرخ ارز واقعی به صورت زیر محاسبه شده است.

1 - Gianini

2 - Instantaneous Correlation

۳ - روش مذکور در واقع، نوعی روش تعدیل فصلی سری های زمانی است که تنها درباره ی سری های زمانی با تواتر فصلی و ماهیانه کاربرد دارد که در این روش از یک فرآیند Eviews برای حذف اثرات فصلی استفاده می شود که برای توضیح بیشتر رجوع شود به راهنمای نرم افزار ARMA

$$RER = e \cdot \frac{CPI^f}{CPI^d}$$

که در این رابطه e : نرخ ارز اسمی، CPI^f : شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی کشور آمریکا و CPI^d : شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی ایران است و هر دو به سال پایه‌ی ۱۳۷۷ می‌باشد. از این متغیر تنها در مدل دوم استفاده می‌شود.

مدل اول با استفاده از پنج متغیر (۱) لگاریتم درآمدهای واقعی نفت (۲) لگاریتم شاخص قیمت انرژی (۳) لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی (۴) لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (۵) لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده برآورد شده است. و مدل دوم با استفاده از پنج متغیر (۱) لگاریتم درآمدهای واقعی نفت (۲) لگاریتم شاخص قیمت انرژی (۳) لگاریتم نرخ ارز واقعی (۴) لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (۵) لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده برآورد شده است. دوره‌ی مورد مطالعه در این مقاله ۱۳۸۶-۱۳۷۰ است و تواتر داده‌ها به صورت فصلی بوده و همه‌ی داده‌های سری زمانی از تارنمای^۱ بانک مرکزی استخراج شده است. نتایج آزمون‌های مربوط به ریشه‌ی واحد فصلی با استفاده از رهیافت هجی^۲ و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و (KPSS) نشان داد که کلیه‌ی متغیرهای مدل در سطح معنی‌داری ۵٪ در سطح‌شان دارای ریشه‌ی واحد هستند؛ ولی، در تفاضل مرتبه‌ی اول‌شان هم انباشته از مرتبه‌ی صفر $I(0)$ یا مانا هستند. وقفه‌ی بهینه در مدل با استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز و حنان کوئین برابر ۳ در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که در آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و (KPSS) اگر با وجود عرض از مبدا و روند، متغیری مانا تشخیص داده شود، دیگر نیازی به آزمون دیگر مراحل نیست و متغیر یا متغیرهای مذکور مانا هستند (اندرس ۲۰۰۴) و همه‌ی متغیرهای استفاده شده در هر دو مدل در تفاضل مرتبه‌ی اول‌شان با وجود عرض از مبدا و روند مانا (فاقد ریشه واحد) تشخیص داده شدند که نتایج آن در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱: بررسی مانایی هر یک از سری های زمانی و تفاضل مرتبه ای KPSS, ADF
اول آن ها با استفاده از آزمون های

مردی انباشتی	مانایی یا عدم مانایی	(C, t, P^*) مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه یهینه p^*	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماری دیکي - فولر تعمیم یافته	سری های زمانی در سطح
I(1)	نامانی	$(c, t و ۱)$	-۳/۴۷۴۳	-۱/۹۴۵۰	Lnryoil_sa
I(1)	نامانی	$(c, t و ۱)$	-۳/۴۷۴۳	-۱/۸۰۶	Lnpenenergy_sa
I(1)	نامانی	$(c, t و ۴)$	-۳/۴۷۴۳	-۱/۷۹۱۲	Lnconsumption_sa
I(1)	نامانی	$(c, t و ۱)$	-۳/۴۷۴۳	-۱/۶۶۵۴	Lnrgdp_sa
I(1)	نامانی	$(c, t و ۱)$	-۳/۴۷۴۳	-۰/۸۱۷۰	LnCPI_sa
I(1)	نامانی	$(c, t و ۴)$	-۳/۴۷۴۳	-۲/۵۰۹۰	Lnrer_sa
مردی انباشتی	مانایی یا عدم مانایی	(C, t, P^*) مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه یهینه p^*	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماری دیکي - فولر تعمیم یافته	سری های زمانی در سطح
I (1)	نامانی	$(c, t و ۳)$	۰/۱۴۶۰	۰/۲۲۵۶	Lnryoil_sa
I (1)	نامانی	$(c, t و 0)$	۰/۱۴۶۰	۰/۲۶۲۱	Lnpenenergy_sa
I (1)	نامانی	$(c, t و ۱)$	۰/۱۴۶۰	۰/۱۹۲۲	Lnconsumption_sa
I (1)	نامانی	$(c, t و 2)$	۰/۱۴۶۰	۰/۳۱۳۸	Lnrgdp_sa
I (1)	نامانی	$(c, t و 0)$	۰/۱۴۶۰	۰/۳۱۰۳	LnCPI_sa
I (1)	نامانی	$(c, t و 0)$	۰/۱۴۶۰	۰/۳۱۳۸	Lnrer_sa
مردی انباشتی	مانایی یا عدم مانایی	(C, t, P^*) مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه یهینه p^*	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماری دیکي - فولر تعمیم یافته	تفاضل مرتبه ای اول سری های زمانی
I (0)	مانا	$(c, t و 0)$	-۳/۴۷۴۳	-۹/۱۱۹۷	Δ Lnryoil_sa
I (0)	مانا	$(c, t و 0)$	-۳/۴۷۴۳	-۴/۲۰۴۹	Δ Lnpenenergy_sa
I (0)	مانا	$(c, t و ۱)$	-۳/۴۷۴۳	-۸/۸۸۳۵	Δ Lnconsumption_sa
I (0)	مانا	$(c, t و ۱)$	-۳/۴۷۴۳	-۷/۳۱۵۴	Δ Lnrgdp_sa
I (0)	مانا	$(c, t و ۳)$	-۳/۴۷۴۳	-۳/۵۴۰۸	Δ LnCPI_sa
I (0)	مانا	$(c, t و 0)$	-۳/۴۷۴۳	-۷/۴۴۷۵	Δ Lnrer_sa
مردی انباشتی	مانایی یا عدم مانایی	(C, t, P^*) مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه یهینه p^*	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماری دیکي - فولر تعمیم یافته	تفاضل مرتبه ای اول سری های زمانی
I (0)	مانا	$(c, t و 0)$	۰/۱۴۶۰	۰/۰۲۸۴	Δ Lnryoil_sa
I (0)	مانا	$(c, t و 0)$	۰/۱۴۶۰	۰/۰۹۴۴	Δ Lnpenenergy_sa
I (0)	مانا	$(c, t و ۱)$	۰/۱۴۶۰	۰/۱۲۵۸	Δ Lnconsumption_sa
I (0)	مانا	$(c, t و ۱)$	۰/۱۴۶۰	۰/۰۵۹۶	Δ Lnrgdp_sa
I (0)	مانا	$(c, t و ۳)$	۰/۱۴۶۰	۰/۰۴۷۷	Δ LnCPI_sa
I (0)	مانا	$(c, t و 0)$	۰/۱۴۶۰	۰/۰۸۳۶	Δ Lnrer_sa

منبع: یافته های پژوهش

۱- منظور از (C, t, P^*) یعنی با وجود عرض از مبدا و روند وقفه یهینه P^* است.

با توجه به توضیحات قبل و متغیرهای تعریف شده، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR به شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{ryoil} \\ \varepsilon_{penergy} \\ \varepsilon_{regdp} \\ \varepsilon_{consumption} \\ \varepsilon_{CPI} \end{bmatrix} = A(L) \times \begin{bmatrix} U_{ryoil} \\ U_{penergy} \\ U_{regdp} \\ U_{consumption} \\ U_{CPI} \end{bmatrix}$$

یا در فرم گسترده داریم:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{ryoil} \\ \varepsilon_{penergy} \\ \varepsilon_{regdp} \\ \varepsilon_{consumption} \\ \varepsilon_{CPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_{ryoil} \\ U_{penergy} \\ U_{regdp} \\ U_{consumption} \\ U_{CPI} \end{bmatrix} \quad (20)$$

که سمت چپ معادله (۲۰)؛ در واقع تفاضل مرتبه‌ی لگاریتم متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد. در سمت راست معادله، ماتریس $A(L)$ یک ماتریس مربعی حاوی چند جمله‌ای‌هایی بر حسب عملگر وقفه است. به طور مثال، درایه‌ی سطر i ام و ستون‌زام ماتریس $A(L)$ ، $a_{ij}(L)$ است که پاسخ i امین متغیر وابسته را به i امین شوک ساختاری نشان می‌دهد. بردار $E' = [U_{ryoil} \ U_{penergy} \ U_{regdp} \ U_{consumption} \ U_{CPI}]$ شامل جملات اخلا ساختاری است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

U_{ryoil} : تکانه‌ها (شوکه‌های) مربوط به درآمد نفتی است.

$U_{penergy}$: تکانه‌ها (شوکه‌های) مربوط به شاخص قیمت انرژی است که از جمله‌ی این شوکه‌ها می‌توان به هر نوع شوکی که بر شاخص قیمت انرژی تأثیر می‌گذارد؛ مانند افزایش قیمت انواع حامل‌های انرژی؛ مانند قیمت آب، برق، نفت، گازوئیل و بنزین طی طرح هدفمند کردن یارانه‌ها اشاره کرد.

U_{regdp} : همه‌ی تکانه‌هایی که بر تولید ناخالص داخلی واقعی تأثیر می‌گذارد؛ مانند تکانه‌های طرف عرضه‌ی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی یا تکانه‌های بهره‌وری.

$U_{consumption}$: تکانه‌ها (شوکه‌های) که بر مصرف واقعی بخش خصوصی اثر می‌گذارد؛ مانند افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سبد مصرفی خانوار، افزایش درآمد خانوار و ...

U_{CPI} : نماینده‌ی تکانه‌های طرف تقاضا یا تکانه‌های اسمی است.

۶- مسأله شناسایی^۱ و اعمال قیود بر ماتریس A در مدل SVAR

در رویکرد بلانچارد-کوا (۱۹۸۹)، در اصل شناسایی تکانه های ساختاری با اعمال یک سری محدودیت ها درباره ی اثرات بلندمدت تکانه ها بر برخی از متغیرها انجام می گیرد. در مطالعه ی اولیه ی بلانچارد-کوا (۱۹۸۹) درباره ی اعمال قیود، فرض شده است که در شوک های طرف تقاضا یا شوک های اسمی در بلندمدت تأثیری بر تولید ناخالص واقعی (یا هر متغیر واقعی مدل) ندارد؛ ولی شوک های طرف عرضه؛ مانند شوک های بهره وری یا شوک های قیمت انرژی، دارای تأثیرات تجمعی و دائمی بر تولید ناخالص داخلی واقعی هستند. به عبارت دیگر، شوک های طرف عرضه در بلندمدت تأثیر مثبتی بر تولید دارند. در مطالعه ی فعلی، محدودیت های زیر به منظور دستیابی به شناسایی، محدودیت هایی به شرح زیر اعمال می شود:

دسته ی اول از محدودیت ها مربوط به فرض اقتصاد کوچک باز است. در این نوع محدودیت ها که از فرض اقتصاد کوچک و باز منتج می شود و تلویحاً بیانگر این موضوع است که تکانه های داخلی (تکانه های طرف عرضه، تکانه های قیمت انرژی، تکانه های مربوط به مصرف بخش خصوصی و تکانه های اسمی) تأثیر بلندمدت روی متغیرهای خارجی (درآمدهای واقعی نفت ایران) ندارند. و این محدودیت ها متضمن مقادیر صفر در ربع شمال شرقی ماتریس ضرایب بلندمدت به صورت زیر است:

$$A(1) = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) \end{bmatrix}$$

محدودیت های حاصل از فرض اقتصاد کوچک و باز در مجموع شش محدودیت را برای شناسایی ماتریس $A(0)$ معرفی می کند.

دسته ی دوم از محدودیت ها که از مدل نظری استخراج می شود و متضمن اعمال قیودی درباره ی اثرات بلندمدت تکانه های ساختاری بر متغیرهای درونزای داخلی است. این محدودیت ها مطابق با صفرهای ربع جنوب شرقی ماتریس $A(1)$ است که یک جمله ی اختلال ساختاری خاص، تأثیر بلندمدتی بر سطح برخی متغیرهای درونزا نمی گذارد. برای مثال، مطابق با مدل نظری، تکانه های اسمی (پنجمین جمله ی اختلال ساختاری U_{CPI})، تأثیر بلندمدت بر تولید ناخالص داخلی واقعی (سومین متغیر) یا مصرف بخش خصوصی

واقعی (چهارمین متغیر) یا شاخص قیمت انرژی واقعی (دومین متغیر) ندارد. در مجموع این مدل ساختاری، چهار محدودیت را به منظور شناسایی ماتریس $A(O)$ نشان می‌دهد.

دسته‌ی سوم از محدودیت‌ها از فرض متعامد بودن جملات اخلال ساختاری به دست می‌آید که ۱۵ محدودیت لازم دیگر را به منظور دستیابی به شناسایی کامل ماتریس $A(O)$ را تأمین می‌کند.

۷- تفسیر نتایج

تابع واکنش آنی^۱

توابع واکنش آنی در واقع، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک تکان به اندازه‌ی یک انحراف معیار نشان می‌دهد. در مجموع، استفاده از توابع واکنش آنی در مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR گویاترین نتایج را به منظور تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرهای سیستم در بلندمدت نشان می‌دهد. در تحلیل‌های مبتنی بر این توابع، می‌توان واکنش متغیرهای درون‌زای سیستم را در صورت روبه‌رو شدن دیگر متغیرها با تکانه بررسی قرار کرد.

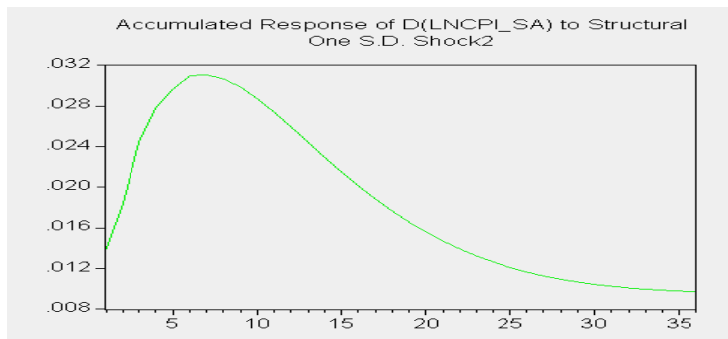
۷-۱- تحلیل تابع واکنش آنی تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده) در مدل اول

همان‌گونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک انحراف (۵ درصد) شوک مثبت از افزایش قیمت شاخص انرژی (به عنوان شوک عرضه) که می‌تواند به دنبال اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی رخ داده باشد، در دوره‌ی اول حدود ۱/۴ درصد نرخ تورم، نسبت به وضعیت پایه خود^۲ افزایش می‌دهد و اثر شوک مذکور بر تورم در دوره‌ی هشتم (بعد از دو سال) به بیشترین مقدار خود (۳ درصد) می‌رسد و از دوره‌ی هشتم به بعد به تدریج اثر شوک مذکور رو به کاهش گذشته و تعدیل می‌شود. به طوری که در پایان دوره‌ی بیستم (بعد از بیست فصل) اثر شوک مذکور به میزان ۱/۴ درصد (مشابه دوره‌ی اول) می‌گردد و بعد از حدود ۳۶ فصل در تعادل جدید تورم به حدود ۱ درصد بالاتر نسبت به تعادل اولیه قرار می‌گیرد. بر همین اساس، اگر براساس دو سناریو فرض کنیم که در اثر افزایش اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، شاخص قیمت انرژی به ترتیب با ۲۰۰ درصد و ۳۰۰ درصد افزایش روبه‌رو شود، آنگاه در دوره‌ی اول تورم به ترتیب به میزان ۵۶ و ۸۴ درصد افزایش خواهد یافت. لازم به ذکر است که همه‌ی نتایج به دست آمده، بدون در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع پرداخت منابع دریافتی دولت از محل یارانه‌ها است.

1- Impulse response function or IRF

2 - Base Line

نمودار (۱): تابع واکنش آنی تجمعی تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده) در پاسخ به یک انحراف معیار شوک شاخص قیمت انرژی

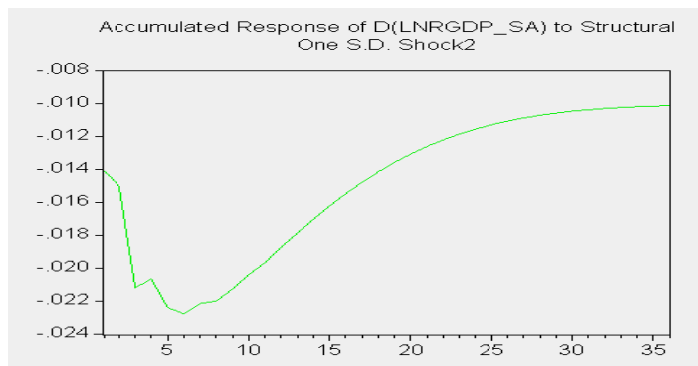


منبع: یافته های پژوهش

۲-۲- تحلیل تابع واکنش آنی تولید ناخالص داخلی واقعی در مدل اول

همان گونه که در نمودار (۲) مشاهده می شود یک انحراف معیار (۵ درصد) شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی که به عنوان یک شوک منفی مؤثر بر عرضه شناخته می شود، در دوره ی اول ۱/۴- درصد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را نسبت به وضعیت پایه خود کم می کند؛ سپس، از دوره ی دوم تا دوره ی پنجم (حدود یکسال) اثر منفی شوک مذکور بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به تدریج افزایش می یابد، به طوری که اثر منفی شوک مذکور بر تولید ناخالص واقعی در دوره ی ششم به بیشترین مقدار خود (۲/۳- درصد) نسبت به تعادل اولیه می رسد. به عبارت دیگر، بیشترین کاهش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، بعد از اجرای طرح هدفمند کردن یارانه ها و افزایش قیمت حامل های انرژی در دوره ی پنجم (بعد از گذشت سیزده فصل) رخ می دهد که یک شوک مثبت یک انحراف معیاری (۵ درصد) به عنوان شوک های عرضه، حدود ۲/۳- درصد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را نسبت به وضعیت تعادل اولیه در دوره ی پنجم کم می کند. از دوره ی پنجم به بعد اثر منفی شوک مذکور بر تولید ناخالص داخلی واقعی، به تدریج تعدیل شده و رو به کاهش می گذارد و در دوره ی سی و ششم تولید ناخالص داخلی در تعادل جدید به میزان حدود ۱- درصد پایین تر از تعادل قدیم قرار می گیرد. لازم به ذکر است که همه ی نتایج به دست آمده، بدون در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع پرداخت منابع دریافتی دولت از محل یارانه ها است.

نمودار (۲): تابع واکنش آنی تجمعی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در پاسخ به یک انحراف معیار شوک در شاخص قیمت انرژی

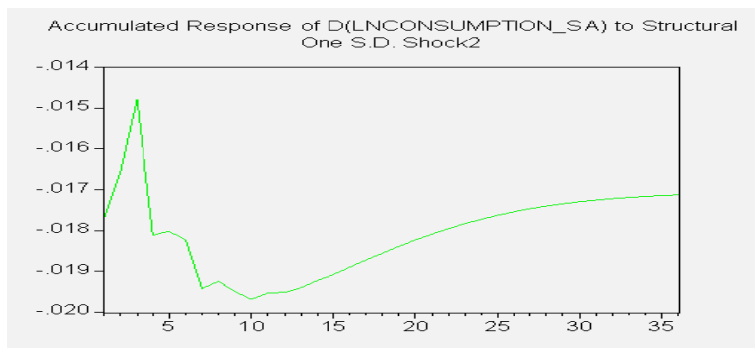


منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۲- تحلیل تابع واکنش آنی مصرف واقعی بخش خصوصی در مدل اول

همان‌گونه که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، یک انحراف معیار (۵ درصد) شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی که به عنوان شوک منفی عرضه به‌شمار می‌آید، در دوره‌ی اول حدود $1/8$ - درصد نرخ رشد مصرف واقعی بخش خصوصی را کم می‌کند؛ ولی، اثر منفی شوک مذکور بر نرخ رشد مصرف بخش خصوصی از دوره‌ی دوم و سوم و چهارم اندکی کاهش یافته و به ترتیب نسبت به تعادل قبلی با کاهش $1/7$ - درصد و $1/6$ - درصد و $1/5$ - درصدی روبه‌رو می‌شود. ولی، بیشترین اثر منفی شوک مثبت یک انحراف معیاری شاخص قیمت انرژی که می‌تواند در پی اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها به‌وجود آمده باشد، بر نرخ رشد مصرف بخش خصوصی بعد از ده دوره (دو سال و نیم) است که 2 - درصد مصرف بخش خصوصی را نسبت به تعادل اولیه‌اش کاهش می‌دهد. همچنین، در بلندمدت اثر شوک یک انحراف معیاری از شاخص قیمت انرژی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را به میزان حدود یک درصد نسبت به وضعیت پایه (تعادل اولیه) کاهش می‌دهد که به نظر می‌رسد با توجه به این که بر طبق عموم تئوری‌های مطرح شده درباره‌ی مصرف، در اصل مصرف به درآمد دائمی افراد وابسته است و همچنین، کاهش مصرف در زمان کاهش درآمد قدری از خود چسبندگی نشان می‌دهد و در واقع، فرایند تعدیل و کاهش مصرف در پی بروز شوک‌های به‌وجود آمده زمان بر است. بنابراین مشاهده می‌شود که بیشترین اثر منفی شوک به‌وجود آمده در شاخص قیمت انرژی بر مصرف واقعی بخش خصوصی بعد از ده دوره (دو سال و نیم) به‌وقوع می‌پیوندد که نسبت به بیشترین اثرگذاری شوک مذکور بر تورم و تولید ناخالص داخلی زمان بیشتری صرف شده است. اما، پرسشی که مطرح می‌شود این است که چگونه شوک مثبت به‌وجود آمده در شاخص قیمت انرژی که به عنوان یک شوک منفی بر عرضه تلقی می‌شود، بر مصرف بخش خصوصی مؤثر است؟

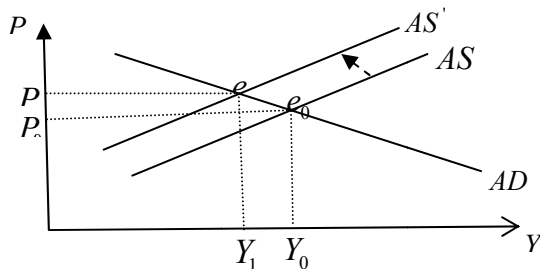
نمودار (۳): تحلیل تابع واکنش آنی تجمعی نرخ رشد مصرف بخش خصوصی در پاسخ به یک انحراف معیار شوک شاخص قیمت انرژی



منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از نمودار (۴) مشخص می‌شود یک شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی منحنی عرضه کل را به سمت چپ (بالا) انتقال می‌دهد (AS') و بنابراین با این انتقال منحنی عرضه کل و تولید کاهش می‌یابد و روی منحنی تقاضای کل (AD) به سمت چپ حرکت می‌کنیم و در واقع، تقاضای کل نیز کاهش می‌یابد. به نظر می‌رسد که در پی بروز این شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی، اجزای تقاضای کل؛ مصرف و سرمایه‌گذاری کاهش جدی می‌یابد؛ ولی، مخارج دولت حتی ممکن است با توجه به افزایش درآمدهای دولت با اخذ درآمد بیشتر ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی و عدم پرداخت یارانه‌ها به این حامل‌ها، حتی افزایش نیز بیابد.

نمودار (۴): انتقال منحنی عرضه به بالا (چپ) به علت شوک منفی ناشی از افزایش شاخص قیمت انرژی و تغییرات در تقاضای کل



تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی^۱ FEVD

تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی در مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR ما را در بررسی این مسأله که تغییرات یک متغیر (سری زمانی) تا چه اندازه متأثر از اجزای اخلاص خود آن متغیر بوده و تا چه اندازه از اجزای اخلاص دیگر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است، یاری می‌کند.

اساس تحلیل مبتنی بر تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی به منظور پویایی در یک مدل خودرگرسیون برداری بر مقایسه‌ی سهم هر یک از متغیرها در هر دوره از خطای پیش‌بینی همان دوره استوار است. به عبارت دیگر، در هر دوره هر متغیری که دارای سهم بالاتری از SE بوده است، سهم بیشتری را در ایجاد نوسان در متغیر وابسته خواهد داشت. به عبارت دیگر، با افزایش طول دوره‌ی پیش‌بینی واریانس خطای پیش‌بینی افزایش می‌یابد. در مجموع، می‌توان گفت که با تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی، می‌توانیم بررسی کنیم که تغییرات یک دنباله تا چه اندازه متأثر از اجزاء اخلاص خود دنباله بوده و تا چه اندازه تغییرات یک دنباله متأثر از اجزای اخلاص دیگر متغیرهای درون سیستم است.

۴-۷- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی متغیر نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (تورم) در مدل اول

همان‌گونه که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، در کوتاه مدت (تا ۸ فصل) به ترتیب شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی حدود ۴۸ درصد از تغییرات به‌وجود آمده در تورم را توضیح می‌دهد. در دوره‌ی اول، دوم و سوم به ترتیب حدود ۷۷ درصد، ۶۲ درصد و ۵۹ درصد از تغییرات در تورم از بین شوک‌های به‌وجود آمده در شاخص قیمت انرژی توضیح داده می‌شود؛ ولی، به تدریج اثر شوک‌های شاخص قیمت انرژی در توضیح دهندگی تغییرات تورم کاسته می‌شود، به‌طوری‌که در دوره‌های هشتم، دوازدهم، بیست و چهارم و سی و ششم به ترتیب ۴۵ درصد و ۴۳/۵ درصد و ۴۳/۵ درصد و ۴۳/۵ درصد از تغییرات تورم از سوی شوک‌های به‌وجود آمده در شاخص قیمت انرژی توضیح داده می‌شود. لازم به ذکر است که در بلندمدت بعد از شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی، شوک‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده تولید ناخالص داخلی واقعی و مصرف بخش خصوصی با ۲۲/۶ درصد، ۲۲/۸ درصد و ۳/۵ درصد بیشترین سهم را در توضیح دهندگی تغییرات تورم دارد و شوک‌های درآمدهای نفتی در بلندمدت تنها در حدود ۲/۲ درصد از تغییرات در تورم را توضیح می‌دهد. در واقع، تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی نرخ تورم نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی بیشترین توضیح دهندگی را

درباره‌ی تغییرات تورم دارند. به عبارت دیگر، بیشتر تغییرات تورم در کوتاه مدت و بلندمدت ناشی از شوک های شاخص قیمت انرژی است.

جدول ۱- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی تورم در مدل اول^۱

دوره (فصل)	SE	SHOCK1	SHOCK2	SHOCK3	SHOCK4	SHOCK5
۱	۰/۰۴۳	۰/۲۹۷	۷۷/۰۳۱	۱۳/۵۷۴	۰/۴۷۶	۸/۶۱۹
۴	۰/۰۴۵	۱/۶۶۲	۵۳/۹۱۷	۲۱/۹۴۷	۳/۱۵۸	۱۹/۵۱۲
۸	۰/۰۴۶	۱/۵۷۵	۴۵/۳۲۶	۲۷/۵۷۸	۳/۶۷۲	۲۱/۸۴۶
۱۲	۰/۰۴۶	۱/۷۶۲	۴۳/۱۴۴	۲۸/۵۹۹	۳/۶۵۷	۲۲/۸۳۶
۲۴	۰/۰۴۶	۲/۲۲۱	۴۳/۴۳۳	۲۸/۱۷۴	۳/۵۳۱	۲۲/۶۳۹
۳۶	۰/۰۴۶	۲/۲۴۵	۴۳/۴۹۸	۲۸/۱۲۶	۳/۵۲۵	۲۲/۶۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی در مدل اول

همان گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است، در دوره‌های اول و دوم و سوم شوک های شاخص قیمت انرژی به ترتیب ۱۰/۵ درصد، ۱۰ درصد و ۱۱/۳ درصد از تغییرات در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را توضیح می‌دهد. در دوره‌ی اول و دوم و سوم شوک های مربوط به تولید ناخالص داخلی واقعی به ترتیب ۳۴/۷ درصد، ۳۲/۶ درصد و ۳۱/۶ درصد از تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را توضیح می‌دهد. همچنین، در دوره‌های اول و دوم و سوم شوک های مربوط به تورم به ترتیب ۲۶ درصد، ۲۵/۵ درصد و ۲۵ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی را توضیح می‌دهد. در میان مدت (۸ تا ۱۶ فصل) و بلند مدت (۱۷ تا ۳۶) شوک های مربوط به درآمدهای واقعی نفت، شاخص قیمت انرژی، مصرف واقعی بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم به ترتیب ۱۷/۵ درصد، ۱۱/۳ درصد، ۱۴/۱ درصد، ۳۲/۲ درصد و ۲۴/۸ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی را توضیح می‌دهد. با توجه به این که شوک های قیمت مربوط به تولید ناخالص داخلی، در واقع، شوک هایی مانند شوک های بهره‌وری (تکنولوژی) و شوک های مثبت و منفی عرضه‌ی کل (مانند شوک های قیمت انرژی) را نیز در بر می‌گیرد؛ بنابراین، در مجموع اثر شوک های شاخص قیمت انرژی بر تولید ناخالص داخلی از کانال شوک های به وجود آمده در تولید ناخالص داخلی واقعی نیز بر این متغیر اثر می‌گذارد.

۱- منظور از shock 1، shock 2، shock 3، shock 4 و shock 5 در مدل اول به ترتیب تکانه‌های درآمدهای نفتی، تکانه‌های شاخص قیمت انرژی که نوعی تکانه‌ی عرضه به شمار می‌روند، تکانه‌های طرف عرضه؛ مانند افزایش بهره‌وری، تکانه‌هایی که بر مصرف بخش خصوصی را تأثیر می‌گذارند، مانند تکانه‌های طرف تقاضا و تکانه‌های مربوط به متغیرهای اسمی است.

جدول ۲- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی تولید ناخالص داخلی واقعی در مدل اول

دوره (فصل)	SE	SHOCK1	SHOCK2	SHOCK3	SHOCK4	SHOCK5
۱	۰/۱۲۷	۱۸/۳۷۷	۱۰/۵۰۹	۳۴/۷۵۲	۱۰/۴۱۱	۲۵/۹۴۹
۴	۰/۱۴۷	۱۷/۷۹۸	۱۱/۲۰۶	۳۲/۳۸۲	۱۳/۹۷۱	۲۴/۶۴۶
۸	۰/۱۴۲	۱۷/۶۰۴	۱۱/۱۱۵	۳۲/۲۷۱	۱۴/۲۲۸	۲۴/۷۸۰
۱۲	۰/۱۴۲	۱۷/۵۲۷	۱۱/۱۷۲	۳۲/۳۱۷	۱۴/۱۵۶	۲۴/۸۲۵
۲۴	۰/۱۴۲	۱۷/۵۰۵	۱۱/۳۴۳	۳۲/۲۵۴	۱۴/۱۰۳	۲۴/۷۹۱
۳۶	۰/۱۴۲	۱۷/۵۰۵	۱۱/۳۵۳	۳۲/۲۵۰	۱۴/۱۰۲	۲۴/۷۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

۶-۲- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی متغیر مصرف واقعی بخش خصوصی در مدل اول

با توجه به جدول (۳) مشاهده می‌شود که در دوره‌های اول، دوم و سوم به ترتیب ۲۸/۵ درصد، ۲۲/۳ درصد و ۲۰/۳ درصد از تغییرات مصرف واقعی بخش خصوصی از سوی شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی توضیح داده می‌شود. همچنین، در دوره‌های اول، دوم و سوم به ترتیب حدود ۵۵/۳، ۴۹/۱ و ۴۴/۸ درصد از تغییرات مصرف واقعی بخش خصوصی به وسیله‌ی شوک‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. از سوی دیگر، در دوره‌های اول، دوم و سوم به ترتیب حدود ۱۲/۷، ۲۰/۷ و ۲۵/۹ درصد از تغییرات مصرف واقعی بخش خصوصی به وسیله‌ی شوک‌های تورم توضیح داده می‌شود. در میان مدت (۸ تا ۱۶ فصل) و بلند مدت (۱۷ تا ۳۶ فصل) شوک‌های درآمد‌های نفتی، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف واقعی بخش خصوصی و تورم به ترتیب ۷/۱۹، ۶/۲۷، ۵/۴۴ و ۱/۲۶ درصد از تغییرات مصرف واقعی بخش خصوصی را توضیح می‌دهند. به عبارت دیگر، در بلند مدت شوک‌های مصرف بخش خصوصی، تورم و شاخص قیمت انرژی به ترتیب بیشترین تأثیر را در توضیح دهندگی تغییرات مصرف بخش خصوصی دارد.

جدول ۳- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی مصرف واقعی بخش خصوصی در مدل اول

دوره (فصل)	SE	SHOCK1	SHOCK2	SHOCK3	SHOCK4	SHOCK5
۱	۰/۰۱۸	۳/۳۷۴	۲۸/۵۴۵	۰/۰۳۱	۵۵/۳۱۳	۱۲/۷۳۵
۴	۰/۰۲۹	۷/۱۸۵	۱۹/۹۱۰	۲/۳۸۹	۴۴/۴۵۲	۲۶/۰۶۲
۸	۰/۰۳۳	۷/۰۴۸	۱۹/۶۰۷	۲/۶۶۸	۴۴/۵۷۶	۲۶/۰۹۸
۱۲	۰/۰۳۴	۷/۰۴۱	۱۹/۵۸۹	۲/۶۹۸	۴۴/۵۵۸	۲۶/۱۱۶
۲۴	۰/۰۳۴	۷/۰۴۱	۱۹/۲۹۴	۲/۷۱۴	۴۴/۵۳۳	۲۶/۱۱۵
۳۶	۰/۰۳۴	۷/۰۴۱	۱۹/۵۹۵	۲/۷۱۴	۴۴/۵۳۲	۲۶/۱۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۸- مدل دوم، خودرگرسیون برداری ساختاری دوم

مدل دوم از بسیاری جهات شبیه مدل اول است و از تمامی متغیرهای مدل اول به جزء مصرف واقعی بخش خصوصی در این مدل استفاده شده است. با این تفاوت که به جای متغیر مصرف بخش خصوصی از متغیر نرخ ارز واقعی برای نشان دادن مکانیسم اثرات متقابل درآمدهای نفتی از کانال نرخ ارز واقعی بر دیگر متغیرهای مدل استفاده شده است. قیود اعمال شده ماتریس A نیز دقیقاً همانند ماتریس A(1) در مدل قبلی است. زیرا، درباره‌ی اثرات هم‌زمان شوک‌های درآمدهای واقعی نفت و قیمت انرژی همان استدلالات گذشته در مدل اول وجود دارد. درباره‌ی GDP¹ طبق معادله‌ی (۱۸) فرض می‌شود که در بلندمدت از شوک‌های درآمدهای نفتی و قیمت انرژی به صورت هم‌زمان اثر می‌پذیرد. درباره‌ی نرخ ارز واقعی نیز طبق رابطه‌ی (۸) و (۱۹) از شوک‌های درآمدهای نفتی، شوک‌های عرضه (شوک قیمت انرژی)، شوک‌های تقاضا و شوک تولید ناخالص داخلی اثر می‌پذیرد و بالاخره تورم (نرخ رشد شاخص قیمت‌کننده) بر طبق رابطه‌ی (۲۰) در بلندمدت و به صورت هم‌زمان از شوک‌های درآمدهای نفتی، شوک‌های عرضه‌ی کل، شوک‌های تقاضا و شوک‌های نرخ ارز واقعی اثر می‌پذیرد. وقفه‌ی بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک و حنان کوئین برابر ۲ در نظر گرفته می‌شود.

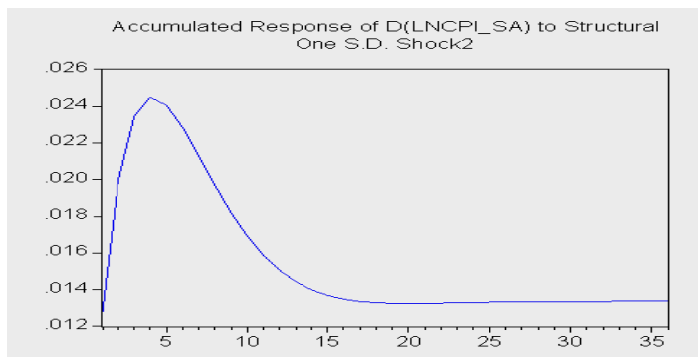
$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{royoil} \\ \varepsilon_{penenergy} \\ \varepsilon_{regdp} \\ \varepsilon_{RER} \\ \varepsilon_{CPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_{royoil} \\ U_{penenergy} \\ U_{regdp} \\ U_{RER} \\ U_{CPI} \end{bmatrix} \quad (21)$$

U_{RER} : شوک‌های مربوط به نرخ ارز واقعی است و مابقی شوک‌ها قبلاً معرفی شده‌اند.

۸-۱- تحلیل تابع واکنش آنی تورم در پاسخ به یک انحراف معیار شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی در مدل دوم

همان‌گونه که از نمودار ۵ مشخص است، یک انحراف معیار (۵ درصد) شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی در دوره‌ی اول حدود یک درصد نرخ تورم را افزایش می‌دهد و اثر تجمعی شوک مذکور بر تورم در دوره‌ی پنجم به بیشترین مقدار خود؛ یعنی ۲/۴ درصد می‌رسد و سپس، از دوره‌ی پنجم به بعد اثر شوک مذکور بر تورم به تدریج تعدیل شده و رو به کاهش می‌گذارد، تا این که تجمعی این شوک بر تورم در میان مدت و بلند مدت و بعد از گذشت ۱۵ فصل (سه سال و نیم) تا ۳۶ فصل در حد ۱/۲ درصد ثابت باقی می‌ماند.

نمودار (۵): تابع واکنش آنی تورم در پاسخ به یک انحراف معیار شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی در مدل دوم

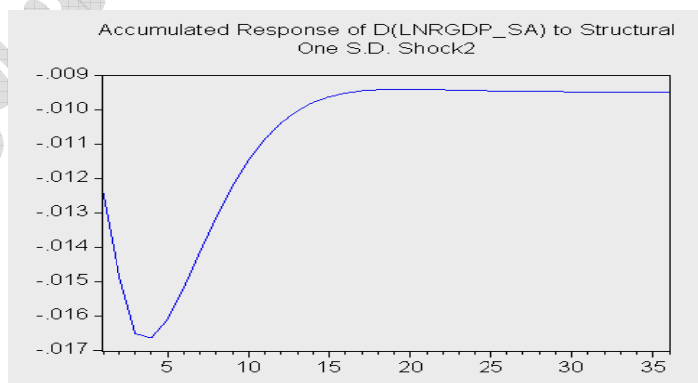


منبع: یافته‌های پژوهش

۸-۲- تحلیل تابع واکنش آنی تولید ناخالص داخلی واقعی در پاسخ به یک انحراف معیار شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی در مدل دوم

همان‌گونه که از نمودار (۶) مشخص است، یک انحراف معیار شوک مثبت (۵ درصد) شاخص قیمت انرژی در دوره‌ی اول حدود ۱/۲۵- درصدی در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را نسبت به تعادل اولیه‌اش کاهش می‌دهد. اثر منفی شوک مذکور بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی تا دوره‌ی چهارم بیشتر می‌شود، به طوری که شوک‌های مثبت یک انحراف معیاری شاخص قیمت انرژی در دوره‌های دوم، سوم و چهارم به ترتیب نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را به میزان ترتیب به ۱/۴-، ۱/۶- و ۱/۶۵- درصد نسبت به تعادل اولیه‌اش کاهش می‌دهد.

نمودار (۶): تابع واکنش آنی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در پاسخ به یک انحراف معیار شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی در مدل دوم



منبع: یافته‌های پژوهش

پس از دوره ی چهارم اثر شوک مذکور بر رشد تولید ناخالص واقعی به تدریج شروع به افزایش می کند. به عبارت دیگر، از دوره ی چهارم به بعد از شدت اثر منفی شوک مذکور بر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به تدریج کاسته می شود، به طوری که در دوره ی هشتم (بعد از دو سال) اثر منفی تجمعی شوک مذکور بر رشد تولید در تعادل جدید به میزان ۱/۲۵- درصد پایین از تعادل قدیم قرار می گیرد (مشابه دوره اول). در دوره هجدهم اثر شوک مذکور بر رشد تولید ناخالص داخلی با کاهش حدود یک درصدی نسبت به تعادل اولیه روبه رو می شود و در همین حد ثابت می ماند.

۸-۳- تجزیه ی واریانس خطای پیش بینی تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده) در مدل دوم
نتایج به دست آمده از تجزیه ی واریانس خطای پیش بینی نرخ تورم در مدل دوم بر طبق جدول (۴) پیوست نشان می دهد که در دوره های اول، دوم، سوم و چهارم شوک های مربوط به شاخص قیمت انرژی به ترتیب ۵۵/۲، ۴۷/۹، ۴۳/۶ و ۴۱/۲ درصد از تغییرات تورم را توضیح می دهد. در دوره ی اول شوک های شاخص قیمت انرژی بیشترین سهم را در توضیح دهندگی تورم دارد. بعد از شوک های مربوط به شاخص قیمت انرژی در دوره های اول، دوم، سوم و چهارم شوک های مربوط به تورم به ترتیب با ۲۹/۴، ۳۳/۸، ۳۵/۸ و ۳۷/۳ درصد بیشترین سهم را در توضیح تورم دارد. شوک های درآمدهای نفت در دوره های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب حدود ۱، ۳/۸، ۴/۷ و ۴/۹ درصد از تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده (تورم) را توضیح می دهد.

در میان مدت (۱۶-۸ دوره) و بلندمدت (۳۶-۱۷ دوره) شوک های مربوط به درآمدهای واقعی نفت، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت مصرف کننده به ترتیب حدود ۴/۷، ۴۰/۴، ۱۵/۹، ۱ و ۳۷/۸ درصد از تغییرات تورم را توضیح می دهد. به عبارت دیگر، در میان مدت و بلندمدت شوک های شاخص قیمت انرژی بیشترین سهم را در توضیح دهندگی تورم دارد.

جدول ۴- تجزیه ی واریانس خطای پیش بینی تورم در مدل دوم:

دوره (فصل)	SE	SHOCK1	SHOCK2	SHOCK3	SHOCK4	SHOCK5
۱	۰/۰۱۷۲	۰/۹۲۴۳	۵۵/۲۵۹۰	۱۲/۴۱۰۲	۱/۹۶۳۴	۲۹/۴۴۲۹
۴	۰/۰۲۳۵	۴/۹۲۸۳	۴۱/۲۰۳۶	۱۵/۴۲۷۳	۱/۰۸۲۱	۳۷/۳۵۸۶
۸	۰/۰۲۴۴	۴/۷۶۷۲	۳۹/۸۴۴۴	۱۶/۰۵۳۷	۱/۰۳۲۶	۳۸/۳۰۱۸
۱۲	۰/۰۲۴۴	۴/۷۸۲۱	۴۰/۳۴۵۷	۱۵/۹۰۵۵	۱/۰۲۶۸	۳۷/۹۳۹۷
۲۴	۰/۰۲۴۴	۴/۷۹۴۴	۴۰/۴۰۳۶	۱۵/۸۸۵۸	۱/۰۲۵۶	۳۷/۸۹۰۴
۳۶	۰/۰۲۴۴	۴/۷۹۴۴	۴۰/۴۰۳۷	۱۵/۸۸۵۸	۱/۰۲۵۶	۳۷/۸۹۰۴

منبع: یافته های پژوهش

۸-۴- نتایج به‌دست آمده از تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در مدل دوم

بر طبق جدول (۵) پیوست، مشاهده می‌شود که در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب ۱۲/۶، ۱۲/۵ و ۱۲/۵ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی به‌وسیله‌ی شوک‌های درآمدهای نفتی توضیح داده می‌شود. همچنین، در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب ۸/۴، ۸/۲، ۸/۳ و ۸/۲ درصد از تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به‌وسیله‌ی شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی توضیح داده می‌شود. همچنین، در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب ۶۰/۹، ۵۷/۳، ۵۷/۱ و ۵۷ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی از سوی شوک‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. همچنین، در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب حدود ۰/۸، ۲/۵، ۲/۵ و ۲/۵ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی به‌وسیله‌ی شوک‌های خود این متغیر توضیح داده می‌شود. همچنین، در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب ۱۶/۹، ۱۹/۲، ۱۹/۳ و ۱۹/۶ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی به‌وسیله‌ی شوک‌های تورم توضیح داده می‌شود.

در میان‌مدت و بلندمدت شوک‌های درآمدهای نفتی واقعی، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب ۱۲/۴، ۸/۵، ۵۶/۷، ۲/۵ و ۱۹/۸ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی را توضیح می‌دهد.

جدول ۵- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی واقعی در مدل دوم

دوره (فصل)	SE	SHOCK1	SHOCK2	SHOCK3	SHOCK4	SHOCK5
۱	۰/۰۴۲۵	۱۲/۷۶۷۲	۸/۴۹۳۲	۶۰/۹۴۴۵	۰/۸۶۸۱	۱۶/۹۲۵۹
۴	۰/۰۴۴۳	۱۲/۵۱۵۹	۸/۲۷۴۶	۵۷/۰۰۶۵	۲/۵۴۹۴	۱۹/۶۵۳۳
۸	۰/۰۴۴۴	۱۲/۴۴۹۵	۸/۳۹۰۱	۵۶/۸۰۸۹	۲/۵۳۶۸	۱۹/۸۱۴۶
۱۲	۰/۰۴۴۴	۱۲/۴۴۳۳	۸/۴۸۱۰	۵۶/۷۴۵۵	۲/۵۳۴۴	۱۹/۷۹۵۶
۲۴	۰/۰۴۴۴	۱۲/۴۴۳۴	۸/۴۹۱۰	۵۶/۷۳۷۳	۲/۵۳۴۱	۱۹/۷۹۴۰
۳۶	۰/۰۴۴۴	۱۲/۴۴۳۴	۸/۴۹۱۰	۵۶/۷۳۷۳	۲/۵۳۴۱	۱۹/۷۹۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به این که در هر دو مدل امکان بررسی اثرات شوک‌های شاخص قیمت انرژی بر رشد اقتصادی و تورم مهیا است و همچنین، می‌توانیم قدرت و نیرومندی^۱ برآوردها را در تغییر نسبت به اضافه یا کم کردن یک متغیر در هر دو مدل مشاهده کنیم. مدل دوم با حذف متغیر مصرف واقعی بخش خصوصی از مدل اول

و اضافه کردن متغیر نرخ ارز واقعی به جای آن در مدل برآورد شده و نیز با نتایج به دست آمده تابع واکنش آنی تورم و رشد تولید ناخالص داخلی، بسیار مشابه مدل اول است که به نوعی حاکی از نیرومندی دو مدل است. از سوی دیگر، نتایج به دست آمده از تجزیه ی واریانس خطای پیش بینی متغیرهای تورم و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت در مدل دوم با مدل اول تفاوت اندکی دارد.

۹- نتیجه گیری و پیشنهادها

این مقاله به بررسی اثر افزایش قیمت حامل های انرژی در اثر اجرای طرح هدفمند کردن یارانه ها بر رشد اقتصادی، تورم و مصرف بخش خصوصی در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR پرداخته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در اثر اجرای این طرح رشد اقتصادی و مصرف بخش خصوصی کاهش و تورم افزایش خواهد یافت. در صورت ایجاد یک انحراف معیار (۵ درصد) شوک مثبت افزایش قیمت شاخص انرژی، تورم تا دوره ی هفتم افزایش می یابد و در این دوره به حداکثر مقدار خود نسبت به تعادل قدیم (۲/۸ درصد) می رسد و پس از این دوره کاهش می یابد. همچنین، یک انحراف (۵ درصد) شوک مثبت افزایش قیمت شاخص انرژی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را کاهش داده و بیشترین کاهش نسبت به تعادل قبلی پس از گذشت شش فصل و به میزان ۲/۳- خواهد بود و از دوره ی ششم به بعد، اثر منفی شوک مذکور به تدریج تعدیل شده، به طوری که در پایان دوره ی سی و هشتم اثر منفی شوک مذکور بر تولید ناخالص حدود ۱- درصد تولید ناخالص داخلی را نسبت به تعادل قبلی کاهش می دهد. همچنین، شوک شاخص قیمت انرژی بر مصرف نیز تأثیر منفی دارد، و بیشترین تأثیر بر نرخ رشد مصرف بخش خصوصی بعد از ده دوره (دو سال و نیم) به حدود ۲- درصد نسبت به تعادل اولیه کاهش می یابد. در مجموع، نتایج تابع واکنش آنی در مدل اول نشان داد که در بلندمدت اثر تکانه های یک انحراف معیار در شاخص قیمت انرژی تورم را به میزان حدود یک درصد نسبت به تعادل اولیه اش افزایش می دهد. همچنین، نتایج تابع واکنش آنی در مدل اول نشان داد که اثر شوک یک انحراف معیار در شاخص قیمت انرژی در بلندمدت، تولید ناخالص ملی را به میزان حدود ۱- درصد نسبت به تعادل اولیه کاهش می دهد.

در مدل دوم که در آن از لگاریتم پنج متغیر درآمدهای واقعی نفت، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت مصرف کننده استفاده شده؛ در واقع، نتایج مدل اول درباره ی اثرات شوک های شاخص قیمت انرژی بر تورم و رشد اقتصادی را تأیید کرد. تنها تفاوت مدل اول و دوم این بود که در مدل دوم بیشترین اثرات شوک های شاخص قیمت انرژی بر تورم و رشد تولید ناخالص داخلی به ترتیب بعد از پنج و چهار فصل به وجود می آید. همچنین، تجزیه ی واریانس خطای پیش بینی تورم در

مدل‌های اول و دوم نشان داد که در بلندمدت به ترتیب شوک‌های شاخص قیمت انرژی ۴۳/۵ و ۴۰/۵ درصد از تغییرات تورم را توضیح خواهند داد. که نتایج استخراجی از دو مدل بسیار مشابه یکدیگر است. در مجموع، نتایج مدل‌های اول و دوم درباره‌ی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تورم و تولید در هر دو مدل بسیار مشابه یکدیگر بوده و یکدیگر را پشتیبانی می‌کند و نتایج هر دو مدل حاکی از افزایش تورم و کاهش تولید بعد از افزایش قیمت حامل‌های انرژی است.

منابع

اسدی مهماندوستی، الهه (۱۳۸۸)، لزوم و چگونگی اصلاح الگوی مصرف و یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و سنجش آثار تورمی آن، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۰.

بانویی علی اصغر و زوار، پر مه (۱۳۸۴)، آثار سیاست‌های اقتصادی بر رفاه خانوار: مطالعه موردی کاهش یارانه حامل‌های انرژی و کالاهای اساسی، مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

پژویان جمشید و امین رشتی، ناریس (۱۳۸۱)، یارانه‌ها و خطاهای نوع اول و دوم، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی اقتصادی، سال دوم شماره‌ی اول.

ترازنامه‌ی انرژی سال (۱۳۸۶)، وزارت نیرو.

دانشگاه امام صادق (۱۳۸۵)، مجموعه مقالات همایش هدفمند کردن یارانه‌ها و آثار آن بر اقتصاد ایران.

زوار، پر مه (۱۳۸۴)، بررسی یارانه انرژی و آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر سطح قیمت‌ها در ایران، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۳۴.

کریمی، سعید؛ جعفری صمیمی، احمد و محنت فر، یوسف (۱۳۸۶)، ارزیابی اقتصادی اثر یارانه بنزین بر افزایش میزان تورم در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۸۴-۱۳۵۰)، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال هفتم.

مرکز پژوهش‌ها (۱۳۸۲)، آثار پیامدهای افزایش قیمت حامل‌های انرژی، شماره‌ی ۶۷۲.

مرکز پژوهش‌ها (۱۳۸۷)، گزارش بررسی آثار مستقیم افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر بهای تمام شده صنایع، شماره‌ی ۹۳۴۸.

- Ahmed, M., (2005). How well does the IS-LM model fit in a developing economy: The case of India, *International Journal of Applied Economics* 2 (1), 90-106.
- Amisano, Gianni and Giannini, Carlo (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*.
- Balassa, B., (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal; *Journal of Political Economy* 72, 584-596.
- Blanchard; Oliver and Danny Quah. (1989) The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review* 79, 655-673.

- Clarida, R., Gali, J. (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 41, 1-56.
- Dornbusch, Rudiger. Expectation and Exchange Rate Dynamics, Journal of Political Economy 84 (1976), 1161-76.
- Edwards, S., (1989), Real Exchange Rate, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries, The MIT Press, Cambridge Massachusetts.
- Fetini. Habib & Rabert Bacon (1999) Economics Aspect of increasing Energy prices to Broder prices in IRAN Document of World BANK.
- Gauthier, C., Tessier, D., (2002), Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics: Canadian; Bank of Canada Working Paper 02-31.
- Hoffmaister, A.W., Roldos, J., (2001), The Sources of Macroeconomic Fluctuation in Developing Countries: Brazil and Korea. Journal of Macroeconomics 23, 213-239.
- Jensen, Jesper, and David Tarr (2002), Trades, Foreign Exchange Rate, and energy policies in Iran: perform Agenda, Economic implications, and Impact on the poor.
- Korhonen, L. & Mehrotra, A. (2002), Real Exchange Rate, Output and Oil: Case of Four Large Energy Producers. Discussion Paper for -BOFIT-Institution. Bank of Finland.
- Lapillonne, B (2001), MEDEE (Model Evolution Demand Energy) a model for Long-term Energy Demand Evaluation Final Report; [www.osti.gov/energyitations](http://www.osti.gov/energy/energyitations).
- Mazraati Mohammad & Reza Fathollahzadeh (2002), Energy Subsidies, Energy Demand, Inflation and Growth in Iran an Economic Approach.
- Salehi-Isfahani, Javad (1993), Pricing of Petroleum Products in Iran; Department of Economics, Virginia Polytechnic Institute and State University.
- Samuelson, P., (1964) Theoretical notes on trade problems; Review of Economics and Statistics 46, 146-154.
- Sims, Christopher. (1980), Macroeconomics and Reality, Econometrica 48, 1-49.
- Spatafora, N., Stavrev, E., (2003), The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: The Case of Russia; IMF Working Paper 03/93.
- World bank (2003), IRAN Medium Term Framework for Transition, Social and Economic Development Group East and North Africa Region, Report No. 25848-IRN, April 30, page 66.

پیوست:

به طور خلاصه نتایج مطالعات مربوط به تورم ناشی از اجرای تعدیل قیمت های انرژی به شرح جدول زیر است:

جدول ۳ - خلاصه نتایج مطالعات

نویسنده‌ی مقاله	روش مطالعه	نتایج و میانگین تورم برآورد شده
اسدی مهماندوستی (۱۳۸۸)	داده- ستانده	تورم واسطه: ۵۷/۸۰ درصد و تورم خانوار: ۴۲/۸۱ درصد
ابونوری، جعفری صمیمی، محنت‌فر (۱۳۸۶)	معادلات همزمان 3SLS	۰/۳ درصد یا تقریباً بی اثر (ناشی از افزایش قیمت بنزین)
گروه مشورتی بانک جهانی (۲۰۰۳)	داده- ستانده	۳۰/۵ درصد مازاد بر تورم سالیانه
جنسن و تار (۲۰۰۲)	تعادل عمومی	۳۶ درصد مازاد بر تورم سالیانه
فتینی و بکون (۱۹۹۹)	داده- ستانده	۱۳ درصد مازاد بر تورم سالیانه
زوار (۱۳۸۴)	ماتریس حسابداری اجتماعی SAM	۳۵/۴۱ درصد مازاد بر تورم سالیانه