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 باغجری[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 جامع تر 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 ۱۳۸۶-۱۳۷۰بررسی 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 طوری‌که در میان مدت و بلند مدت حدود ۴۰ درصد از تغییرات و نوسان‌ها در تورم با تکانه‌های شاخص قیمت انرژی توضیح داده می شود. 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 (keyvanshahab@ut.ac.ir)

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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، به‌طوری که شاخص شدت انرژی[1] 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 می شود، این رقم در ایران نزدیک به دو برابر است). (ترازنامه‌ی انرژی در سال ۱۳۸۵).

برخی از اقتصاددانان یارانه را به صورت تفاوت قیمت تمام شده یا حداکثر قیمت خرید یک کالا یا خدمت با قیمت فروش آن از سوی دولت تعریف می‌کنند. (سبحانی، حسن۱۳۸۵) در این تعریف چیزی به نام هزینه‌ی فرصت یا واژه هایی دیگر از این قبیل وجود ندارد. این گروه معتقدند که آنچه در اقتصاد ایران به‌عنوان یارانه مطرح است، به طور 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 درباره عدم پرداخت یارانه به حامل‌های انرژی را خط بطلانی بر اصل مهم اقتصادی؛ یعنی هزینه‌ی فرصت می‌دانند. (کمیجانی، اکبر۱۳۸۵)

در اصل باید توجه داشت که شرکت ملی نفت ایران یا شرکت پخش و پالایش فراورده‌های نفتی تنها تولید کننده و توزیع کننده‌ی این فراورده‌ها هستند و البته، درباره‌ی آب و برق، نیز وزرات 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 انحصار کننده‌ی 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 می شود و نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات چه مقدار انرژی به‌کار رفته است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

وجود دارد. در واقع، درجه‌ی انحصار در این بازار به شدت بالاست. در بازارهای انحصاری، تولید کننده 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 عرضه کننده 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 بـه پالایشـگاه، 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، درامد 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 جغرافیای 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

در این بررسی با تکیه بر معرفی روش‌های مختلف اصلاح قیمت، با استفاده از روش جدول داده ـ 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 حدود۵۸ 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 براورد 3SLS به بررسی ارزیابی آثار اقتصادی یارانه‌ی بنزین بر میزان مصرف آن در ایران در دوره‌ی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده از براورد الگوهای اقتصاد سنجی 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 براورد سیستم معادلات هم‌زمان در این مطالعه نشان می‌دهد که در دوره‌ی بررسی شده بین یارانه‌ی بنزین و میزان مصرف آن رابطه‌ی مثبت و معنی داری 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

گروه مشورتی بانک جهانی(۲۰۰۳)[1] با استفاده از جدول داده- ستانده به بررسی افزایش قیمت حامل‌های انرژی در چارچوب طرح هدفمند کردن یارانه‌ها بر افزایش قیمت در زیر بخش‌های اقتصادی و تورم کل اقتصاد پرداخته است. بر اساس براوردهای انجام شده در صورتی‌که قیمت حامل‌های انرژی در سال ۲۰۰۳، به سطح قیمت‌های جهانی برسد، ۳۰/۵ درصد به تورم موجود افزوده می‌شود. اگر قیمت‌های داخلی در یک دوره‌ی سه ساله (از سال ۲۰۰۴) به سطح قیمت‌های جهانی تعدیل یابد، در سال ۲۰۰۶جدود ۳۱/۹ درصد به تورم موجود در طول سال مذکور افزوده می‌شود و میزان تورم مازاد ناشی از افزایش قیمت‌های حامل‌های انرژی در سال‌های 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 می‌شود. در صورتی‌که تعدیل قیمت‌ها در یک دوره‌ی ۵ ساله صورت گیرد و شروع این تعدیل از سال ۲۰۰۳ باشد، مجموع تورم به‌وجود 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 دهنده‌ی تورمی در حدود ۳۰/۵٪ برای کل اقتصاد است.

فتینی و بکون (۱۹۹۹) با استفاده‌از جدول داده ـ 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 بخش‌های انرژی، تنها ۸ بخش از ۴۳ بخش دارای افزایش قیمتی بیش از ۲۰ درصد بوده‌اند، که چهار بخش از این مجموعه مواد ساختمانی هستند که جزء بخش‌های تولیدی بوده و به طور مستقیم از سوی خانوارها مصرف نمی‌شوند. در مجموع این مطالعه نشان داد که افزایش یکباره‌ی قیمت حامل‌های انرژی حدود ۱۳ درصد، بر تورم موجود در سال ۲۰۰۱، می‌افزاید.

جنسن و تار (۲۰۰۲) به بررسی آثار سیاست‌های تجاری، افزایش نرخ ارز و سیاست انرژی در ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که اصلاح اخلال در این سه بازار، منافعی بزرگ به همراه داشته است و این منافع درامد مصرف‌کنندگان را ۵۰ درصد افزایش می‌دهد که ۷ درصد این منافع در اثر اصلاحات تجاری، ۷ درصد به دلیل اصلاح نرخ ارز و ۳۶ درصد در اثر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به دست می‌آید. افزون براین، اتخاذ سیاست‌های مناسب همراه با اجرای هدفمندکردن یارانه کالاها می‌تواند آثار منفی اصلاح قیمت‌ها را بر فقرا کاهش دهد. در صورتی‌که منافع به دست آمده به صورت پرداخت‌های مستقیم درامدی در اختیار همه‌ی 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

بسیاری بر افزایش درامد خانوارهای فقیر در مقایسه با وضع فعلی دارد و فقیر ترین خانوارهای روستایی و شهری به ترتیب ۲۹۰ و ۱۴۰ درصد بر درامدشان افزوده می‌شود.

۳- مبانی نظری

در ادامه‌ی مبانی نظری سعی داریم تا اثر هم‌زمان شوک‌های عمده‌ی تأثیرگذار بر یکدیگر را در قالب الگوهایی تشریح کنیم. اقتصاد مورد نظر، اقتصاد کوچک باز است. این قسمت از مدل مطرح شده از سوی ماندل-فلمینگ و درنبوش[1] استفاده می‌شود. با توجه به این‌که در این مقاله از متدولوژی SVAR [2] استفاده شده است؛ بنابراین، به دنبال تأثیرگذاری هم‌زمان شوک‌های متغیرها بر همدیگر در بلند مدت هستیم. به همین منظور، از مدل زیر استفاده می کنیم:

قیمت واقعی نفت (O_t)، تقاضای کل (d_t)، عرضه‌ی کل (S_t) و عرضه‌ی پول یا حجم پول (m_t) است. فرض می شود هر یک از این متغیرها از یک فرایند تصادفی خودکار[3] 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)[4] به صورت رابطه‌ی زیر تعیین می‌شود:

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

$$Y_t^d = d_t + \varphi RER_t \qquad (۶)$$

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[1] (۱۹۸۹) نرخ ارز واقعی $RER = \frac{P_T}{P_N}$ قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله به غیرقابل مبادله است و افزایش در نرخ ارز واقعی حاکی از افزایش قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله (کالاهای تجاری) است که حاکی از بهبود وضعیت رقابت‌پذیری کشور در عرصه‌ی بین‌المللی داشته و بنابراین، با افزایش صادرات کالاهای قابل مبادله، تولید (و به تبع آن تقاضای کل) افزایش می‌یابد.

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

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

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:

$$i_t = E_t(RER_t) \qquad (۸)$$

با حل همه‌ی معادلات ۱ تا ۷، داریم:

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

و بنابراین، داریم:

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

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

بر طبق رابطه‌ی (۱۱) شوکهای مثبت قیمت نفت (درامدهای 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 بین‌المللی منجر می گردد. (هامفستر و رولدوس، ۱۹۹۶)[2]

1- Edwards, Sebastian; 1989
2 - Hoffmaister, Roldos ;1996

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

همان‌گونه که از رابطه‌ی (۱۱) مشخص است، تغییرات نرخ ارز واقعی در بلند مدت 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) به‌دست آوریم:

$$\Delta P_t = \varepsilon_t^m + (-\delta + (\lambda/\varphi)\varepsilon_t^S + (-\delta\gamma + (\lambda\gamma/\varphi))\varepsilon_t^O - (\lambda/\varphi)\varepsilon_t^d \qquad (۱۲)$$

از روابط (۹) تا (۱۲) ارتباط بین شوک‌های ساختاری مشاهده می شود که می تواند 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 بلند مدت و به صورت هم‌زمان (فقط) به‌وسیله‌ی شوک‌های قیمت نفت تعیین می‌شود. اما، سطح قیمت‌ها در بلندمدت به صورت هم‌زمان، به‌وسیله‌ی 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 خودرگرسیونی 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.

٤- متدلوژی خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR)

بلانچارد[1] و برنانک[2] (۱۹۸۶)، سیمز[3] و واتسون[4] (۱۹۸۶) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری روی اثرات هم‌زمان تکانه‌ها، الگوی SVAR را توسعه دادند؛ سپس، بلانچارد و کوا[5] (۱۹۸۹)، کلاریدا و گالی[6] (۱۹۹۴) و آشتلی[7] و گرات[8] (۱۹۹۶) با اعمال محدودیت‌های نظری روی اثرات بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کردند.

بنابراین، بر خلاف الگوی VAR[9] غیر مقید که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه ای صورت می گیرد، 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

یک منطق اقتصادی یا استفاده از تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. رابطه‌ی اصلی برقرار شده بین شوک‌های فرم خلاصه شده و شوک‌های فرم ساختاری در یک مدل SVAR به صورت رابطه‌ی ۱۳ است:

$$A\varepsilon_t = BU_t \qquad (۱۳)$$

که در رابطه‌ی (۱۳)، ε_t و U_t به ترتیب بردارهای جملات اخلال فرم خلاصه شده‌ی (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 ($K \times K$) می‌باشند. بر طبق مطالعات بلانچارد (۱۹۸۹)، جیانینی[1] (۱۹۹۲) و سیمز (۱۹۸۶) همبستگی هم‌زمان[2] 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 این‌که بسیاری از مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران و برخی از کشور های صادرکننده‌ی نفت حاکی از اثر پذیری شدید متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران از درامدهای نفتی، نرخ ارز واقعی - با توجه به پدیده‌ی بیماری هلندی- است و با توجه به این‌که در اصل افزایش درامدهای نفتی در کشور ایران در اکثر سال‌ها به نوعی همراه با افزایش عرضه‌ی پول در کشور بوده است و همچنین، با توجه به این‌که شوک‌های قیمت انرژی جزء مهم‌ترین شوک‌های مؤثر بر بخش عرضه‌ی اقتصاد و تولید به‌شمار می‌آید و همچنین، با توجه به مبانی نظری مدل، متغیرهای استفاده شده در این مطالعه به شرح زیر است:

Lnryoil_sa: لگاریتم درامدهای واقعی نفت ایران پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11[3]

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 می‌شود.

Lnrgdp_sa: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی پس از تعدیل فصلی با استفاده از روش X-11

LnCpi_sa: لگاریتم شاخص قیمت قیمت مصرف‌کننده 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 سری‌های زمانی است که تنها درباره‌ی سری‌های زمانی با تواتر فصلی و ماهیانه کاربرد دارد که در این روش از یک فرآیند Eviews برای حذف اثرات فصلی استفاده می‌شود که برای توضیح بیشتر رجوع شود به راهنمای نرم افزار ARMA

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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

که در این رابطه e: نرخ ارز اسمی، CPI^{f}: شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی کشور امریکا 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 درامدهای واقعی نفت ۲) لگاریتم شاخص قیمت انرژی ۳) لگاریتم مصرف واقعی بخش خصوصی ۴) لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی ۵) لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده براورد شده است. و مدل دوم با استفاده از پنج متغیر ۱) لگاریتم درامدهای واقعی نفت ۲) لگاریتم شاخص قیمت انرژی ۳) لگاریتم نرخ ارز واقعی ۴) لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی ۵) لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده براورد 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[1] بانک مرکزی استخراج شده است.

نتایج آزمون‌های مربوط به ریشه‌ی واحد فصلی با استفاده از رهیافت هجی[2] 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.

1 - www.cbi.ir

۲- هیلبرگ، انگل، گرنجر و یو ۱۹۹۰. (HEGY)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

جدول ۱: بررسی مانایی هر یک از سری‌های زمانی و تفاضل مرتبه‌ی KPSS, ADF اول آن‌ها با استفاده از آزمون‌های

مرتبه‌ی انباشتگی	مانایی یا عدم مانایی	مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه‌ی بهینه‌ی p* (C,t,P*)[1]	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماره‌ی دیکی – فولر تعمیم یافته	سری‌های زمانی در سطح
I(1)	نامانا	(c , t و ۱)	-۳/۴۷۴۳	-۱/۹۴۵۰	Lnryoil_sa
I(1)	نامانا	(c , t و ۱)	-۳/۴۷۴۳	-۱/۸۰۶	Lnpenergy_sa
I(1)	نامانا	(c , t و ۴)	-۳/۴۷۴۳	-۱/۷۹۱۲	Lnconsumption_sa
I(1)	نامانا	(c , t و ۱)	-۳/۴۷۴۳	-۱/۶۶۵۴	Lnrgdp_sa
I(1)	نامانا	(c , t و ۱)	-۳/۴۷۴۳	-۰/۸۱۷۰	LnCPI_sa
I(1)	نامانا	(c , t و ۴)	-۳/۴۷۴۳	-۲/۵۰۹۰	Lnrer_sa
مرتبه‌ی انباشتگی	مانایی یا عدم مانایی	مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه‌ی بهینه‌ی p* (C,t,P*)	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماره‌ی KPSS	سری‌های زمانی در سطح
I (1)	نامانا	(c , t و ۳)	۰/۱۴۶۰	۰/۲۲۵۶	Lnryoil_sa
I (1)	نامانا	(c , t و 0)	۰/۱۴۶۰	۰/۲۶۲۱	Lnpenergy_sa
I (1)	نامانا	(c , t و ۱)	۰/۱۴۶۰	۰/۱۹۲۲	Lnconsumption_sa
I (1)	نامانا	(c , t و 2)	۰/۱۴۶۰	۰/۳۱۳۸	Lnrgdp_sa
I (1)	نامانا	(c , t و 0)	۰/۱۴۶۰	۰/۳۱۰۳	LnCPI_sa
I (1)	نامانا	(c , t و 0)	۰/۱۴۶۰	۰/۳۱۳۸	Lnrer_sa
مرتبه‌ی انباشتگی	مانایی یا عدم مانایی	مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه‌ی بهینه‌ی p* (C,t,P*)	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماره‌ی دیکی – فولر تعمیم یافته	تفاضل مرتبه‌ی اول سری‌های 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 Lnpenergy_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
مرتبه‌ی انباشتگی	مانایی یا عدم مانایی	مدل باوجود عرض از مبدا و روند وقفه‌ی بهینه‌ی p* (C,t,P*)	مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد	مقدار آماره‌ی KPSS	تفاضل مرتبه‌ی اول سری‌های 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 Lnpenergy_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: یافته‌های پژوهش

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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

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

یا در فرم گسترده داریم:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{ryoil} \\ \varepsilon_{penergy} \\ \varepsilon_{regdp} \\ \varepsilon_{consumption} \\ \varepsilon_{CPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_{ryoil} \\ U_{penergy} \\ U_{regdp} \\ U_{consumption} \\ U_{CPI} \end{bmatrix} \quad (۲۰)$$

که سمت چپ معادله‌ی (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 ستون j ام ماتریس A(L)، $a_{ij}(L)$ است که پاسخ iامین متغیر وابسته را به jامین شوک ساختاری نشان می‌دهد. بردار $\mathrm{E}' = [U_{ryoil} \quad U_{penergy} \quad U_{rgdp} \quad U_{consumptio} \quad U_{CPI}]$ شامل جملات اخلال ساختاری است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

U_{ryoil}: تکانه‌ها (شوک‌های) مربوط به درامد نفتی است.

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

U_{rgdp}: 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 (شوک‌های) که بر مصرف واقعی بخش خصوصی اثر می‌گذارد؛ مانند افزایش قیمت حامل های انرژی در سبد مصرفی خانوار، افزایش درآمد خانوار و ....

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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

٦- مسأله شناسایی[1] و اعمال قیود بر ماتریس A در مدلSVAR

در رویکرد بلانچارد-کوا (۱۹۸۹)، در اصل شناسایی تکانه های ساختاری با اعمال یک سری محدودیت‌ها درباره‌ی اثرات بلندمدت تکانه‌ها بر برخی از متغیرها انجام می‌گیرد. در مطالعه‌ی اولیه‌ی بلانچارد-کوا (۱۹۸۹) درباره‌ی اعمال قیود، فرض شده است که در شوک‌های طرف تقاضا یا شوک‌های اسمی در بلندمدت تأثیری بر تولید ناخالص واقعی (یا هر متغیر واقعی مدل) ندارد؛ ولی شوک‌های طرف عرضه؛ مانند شوک‌های بهره‌وری یا شوک‌های قیمت انرژی، دارای تأثیرات تجمعی و دائمی بر تولید ناخالص داخلی واقعی هستند. به عبارت دیگر، شوک‌های طرف عرضه در بلندمدت تأثیر مثبتی بر تولید دارند. در مطالعه‌ی فعلی، محدودیت های زیر به منظور دستیابی به شناسایی، محدودیت هایی به شرح زیر اعمال می‌شود:

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

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

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

دسته‌ی دوم از محدودیت‌ها که از مدل نظری استخراج می‌شود و متضمن اعمال قیودی درباره‌ی اثرات بلندمدت تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درونزای داخلی است. این محدودیت‌ها مطابق با صفرهای ربع جنوب شرقی ماتریس A(1) است که یک جمله‌ی اخلال ساختاری خاص، تأثیر بلندمدتی بر سطح برخی متغیرهای درونزا نمی‌گذارد. برای مثال، مطابق با مدل نظری، تکانه‌های اسمی (پنجمین جمله‌ی اخلال ساختاری U_{CPI})، تأثیر بلندمدت بر تولید ناخالص داخلی واقعی (سومین متغیر) یا مصرف بخش خصوصی

1- Identification Problem

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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[1]

توابع واکنش آنی در واقع، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه 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، می توان واکنش متغیرهای درون‌زای سیستم را در صورت روبه‌رو شدن دیگر متغیرها با تکانه بررسی قرار کرد.

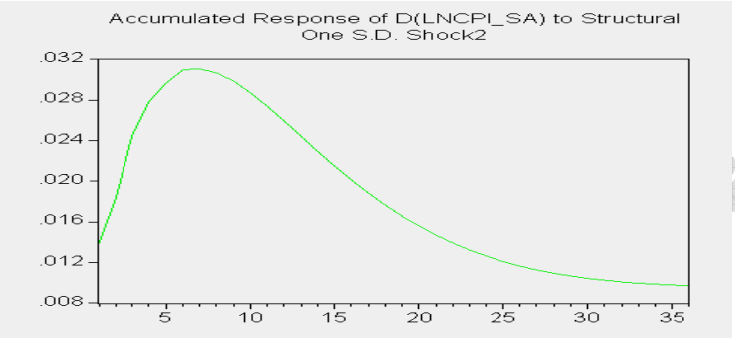
۱-۷- تحلیل تابع واکنش آنی تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده) در مدل اول

همان‌گونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، نتایج این مطالعه نشان‌می‌دهد که یک انحراف (۵درصد) 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[2] افزایش می‌دهد و اثر شوک مذکور بر تورم در دوره‌ی هشتم (بعد از دو سال) به بیشترین مقدار خود (۳ درصد) می رسد و از دوره‌ی هشتم به بعد به تدریج اثر شوک مذکور رو به کاهش گذشته و تعدیل می‌شود. به طوری‌که 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 به‌دست آمده، بدون در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع پرداخت منابع دریافتی دولت از محل یارانه‌ها است.

1- Impulse response function or IRF
2 - Base Line

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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



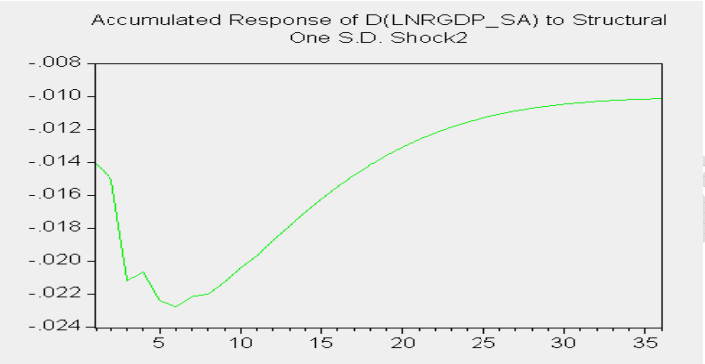
منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۷- تحلیل تابع واکنش آنی تولید ناخالص داخلی واقعی در مدل اول

همان‌گونه که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود یک انحراف معیار (۵درصد) شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی که به عنوان یک شوک منفی مؤثر بر عرضه شناخته می‌شود، در دوره‌ی اول ۱/۴- درصد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را نسبت به وضعیت پایه خود کم می‌کند؛ سپس، از دوره‌ی دوم تا دوره‌ی پنجم (حدود یکسال) اثر منفی شوک مذکور بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به تدریج افزایش می‌یابد، به‌طوری‌که اثر منفی شوک مذکور بر تولید ناخالص واقعی در دوره‌ی 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 یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی در دوره‌ی پنجم (بعد از گذشت سیزده فصل) رخ می‌دهد که یک شوک مثبت یک انحراف معیاری (۵ درصد) به عنوان شوک‌های عرضه، حدود ۲/۳- درصد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را نسبت به وضعیت تعادل اولیه در دوره‌ی پنجم کم می‌کند. از دوره‌ی پنجم به بعد اثر منفی شوک مذکور بر تولید ناخالص داخلی واقعی، به تدریج تعدیل شده و رو به کاهش می‌گذارد و در دوره‌ی سی و ششم تولید ناخالص داخلی در تعادل جدید به میزان حدود ۱- درصد پایین‌تر از تعادل قدیم قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که همه‌ی نتایج به‌دست آمده، بدون در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع پرداخت منابع دریافتی دولت از محل یارانه‌ها است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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



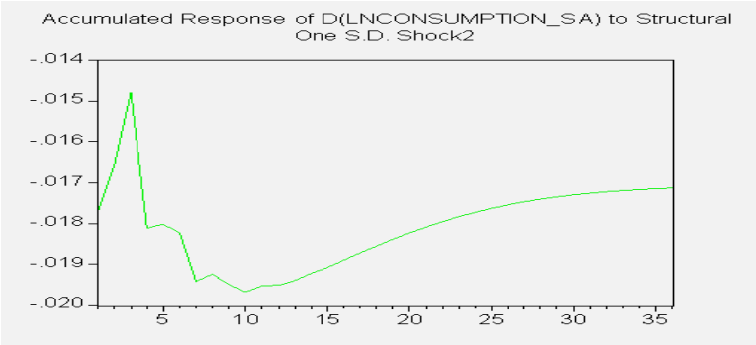
منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۷- 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 ۱/۸- 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 ۱/۷- درصد و ۱/۶- درصدو ۱/۵- 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 ۲- 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 این‌که بر طبق عموم تئوری‌های مطرح شده درباره‌ی مصرف، در اصل مصرف به درامد دائمی افراد وابسته است و همچنین، کاهش مصرف در زمان کاهش درامد 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 می شود 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؟

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

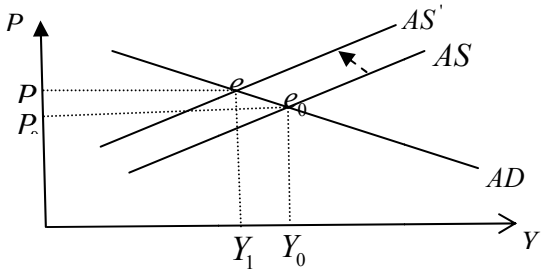
نمودار (۳): تحلیل تابع واکنش آنی تجمعی نرخ رشد مصرف بخش خصوصی در پاسخ به یک انحراف معیار شوک شاخص قیمت انرژی



منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از نمودار (۴) مشخص می‌شود یک شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی منحنی عرضه‌ی کل را به سمت چپ (بالا) انتقال می‌دهد (AS') و بنابراین با این انتقال منحنی عرضه‌ی 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 درامدهای دولت با اخذ درامد بیشتر ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی و عدم پرداخت یارانه‌ها به این حامل‌ها، حتی افزایش نیز بیابد.

نمودار (٤): انتقال منحنی عرضه به بالا (چپ) به علت شوک منفی ناشی از افزایش شاخص قیمت انرژی و تغییرات در تقاضای کل



[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی FEVD[1]

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

اساس تحلیل مبتنی بر تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی به منظور پویایی در یک مدل خودرگرسیون برداری بر مقایسه‌ی سهم هر یک از متغیرها در هر دوره از خطای پیش بینی 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 پیش بینی واریانس خطای پیش بینی افزایش می‌یابد. در مجموع، می توان گفت که با تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی، می توانیم بررسی کنیم که تغییرات یک دنباله تا چه اندازه متأثر از اجزاء اخلال خود دنباله بوده و تا چه اندازه تغییرات یک دنباله متأثر از اجزای اخلال دیگر متغیرهای درون سیستم است.

٤-٧- 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، به‌تدریج 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 و۴۳/۵ 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 توضیح‌دهندگی تغییرات تورم دارد و شوک‌های درامدهای 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

1 - Forecat Error of Variance Decomposition

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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

جدول ۱- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی تورم در مدل اول[1]

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

۵-۷- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی در مدل اول

همان‌گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است، در دوره‌های اول و دوم و سوم شوک‌های 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 شوک‌های 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 شوک‌های 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) شوک‌های مربوط به درامدهای 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 از تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی را توضیح می‌دهد. با توجه به این‌که شوک‌های قیمت مربوط به تولید ناخالص داخلی، در واقع، شوک‌هایی مانند شوک‌های بهره‌وری (تکنولوژی) و شوک‌های مثبت و منفی عرضه‌ی کل (مانند شوک‌های قیمت انرژی) را نیز در بر می‌گیرد؛ بنابراین، در مجموع اثر شوک‌های شاخص قیمت انرژی بر تولید ناخالص داخلی از کانال شوک‌های به‌وجود 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 درامدهای 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

جدول۲- 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

٦-۷- 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 به‌وسیله‌ی 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 به‌وسیله‌ی شوک‌های تورم توضیح داده می‌شود. در میان مدت (۸ تا ۱۶ فصل) و بلند مدت (۱۷ تا ۳۶ فصل) شوک‌های درامدهای نفتی، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف واقعی بخش خصوصی و تورم به ترتیب ۷، ۱۹/۶ ، ۲/۷ ، ۴۴/۵ و ۲۶/۱ 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.

جدول۳- 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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 درامدهای 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 درامدهای واقعی نفت و قیمت انرژی همان استدلالات گذشته در مدل اول وجود دارد. درباره‌ی GDP[1] طبق معادله‌ی (۱۸) فرض می‌شود که در بلندمدت از شوک‌های درامدهای نفتی و قیمت انرژی به صورت هم‌زمان اثر می‌پذیرد. درباره‌ی نرخ ارز واقعی نیز طبق رابطه‌ی (۸) و (۱۹) از شوک‌های درامدهای 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 درامدهای 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.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{ryoil} \\ \varepsilon_{penergy} \\ \varepsilon_{regdp} \\ \varepsilon_{RER} \\ \varepsilon_{CPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & a_{43}(1) & a_{44}(1) & 0 \\ a_{51}(1) & a_{52}(1) & a_{53}(1) & a_{54}(1) & a_{55}(1) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_{ryoil} \\ U_{penergy} \\ U_{regdp} \\ U_{RER} \\ U_{CPI} \end{bmatrix} \qquad (۲۱)$$

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

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

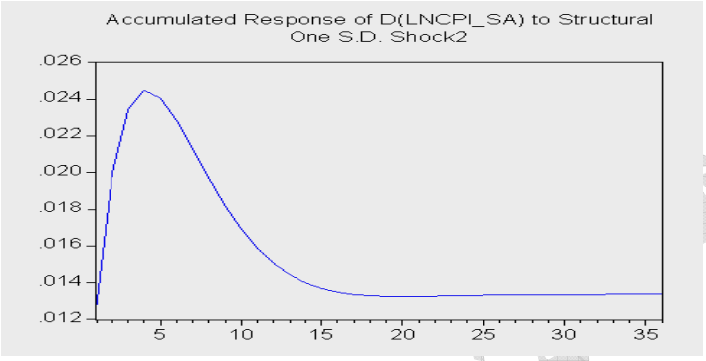
همان‌گونه که از نمودار ۵ مشخص است، یک انحراف معیار (۵ درصد) شوک مثبت در شاخص قیمت انرژی در دوره‌ی اول حدود یک درصد نرخ تورم را افزایش می‌دهد و اثر تجمعی شوک مذکور بر تورم در دوره‌ی پنجم به بیشترین مقدار خود؛ یعنی ۲/۴ درصد می‌رسد و سپس، از دوره‌ی پنجم به بعد اثر شوک مذکور بر تورم به تدریج تعدیل شده و رو به کاهش می‌گذارد، تا این‌که 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 می ماند.

1 - Gross Domestic Product

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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

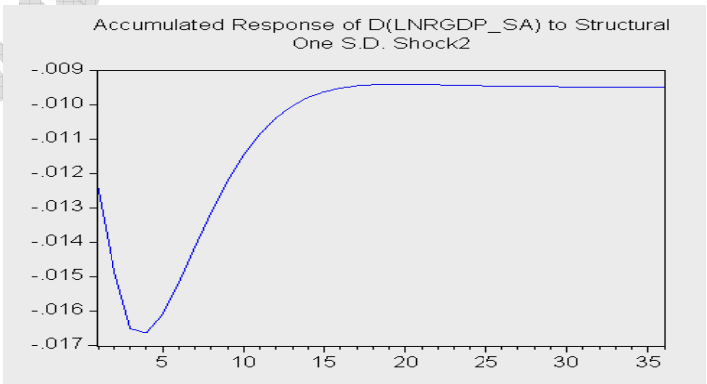


منبع: یافته‌های پژوهش

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 (٦): 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

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

پس از دوره‌ی چهارم اثر شوک مذکور بر رشد تولید ناخالص واقعی به تدریج شروع به افزایش می‌کند. به عبارت دیگر، از دوره‌ی چهارم به بعد از شدت اثر منفی شوک مذکور بر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به تدریج کاسته می‌شود، به‌طوری‌که در دوره‌ی 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 می‌گیرد (مشابه دوره اول). در دوره هجدهم اثر شوک مذکور بر رشد تولید ناخالص داخلی با کاهش حدود یک درصدی نسبت به تعادل اولیه روبه‌رو می‌شود و در همین حد ثابت می‌ماند.

۸-۳- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تورم (نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده) در مدل دوم

نتایج به‌دست آمده از تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی نرخ تورم در مدل دوم بر طبق جدول (۴) پیوست نشان می‌دهد که در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی به ترتیب ۵۵/۲، ۴۷/۹، ۴۳/۶ و ۴۱/۲ درصد از تغییرات تورم را توضیح می‌دهد. در دوره‌ی اول شوک‌های شاخص قیمت انرژی بیشترین سهم را در توضیح‌دهندگی تورم دارد. بعد از شوک‌های مربوط به شاخص قیمت انرژی در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم شوک‌های مربوط به تورم به ترتیب با ۲۹/۴، ۳۳/۸، ۳۵/۸ و ۳۷/۳ درصد بیشترین سهم را در توضیح تورم دارد. شوک‌های درامدهای نفت در دوره‌های اول، دوم، سوم و چهارم به ترتیب حدود ۱، ۳.۸، ۴/۷ و ۴/۹ درصد از تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده (تورم) را توضیح می‌دهد.

در میان مدت (۱۶-۸ دوره) و بلندمدت (۳۶-۱۷ دوره) شوک‌های مربوط به درامدهای واقعی نفت، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب حدود ۴/۷، ۴۰/۴، ۱۵/۹، ۱ و ۳۷/۸ درصد از تغییرات تورم را توضیح می‌دهد. به عبارت دیگر، در میان‌مدت و بلندمدت شوک‌های شاخص قیمت انرژی بیشترین سهم را در توضیح‌دهندگی تورم دارد.

جدول٤-تجزیه‌ی 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: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

۸-٤- 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 ۱۲/۷، ۱۲/۶، ۱۲/۵ و ۱۲/۵درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی به‌وسیله‌ی شوک‌های درامدهای 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 درامدهای 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.

جدول۵- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی 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 این‌که در هر دو مدل امکان بررسی اثرات شوک‌های شاخص قیمت انرژی بر رشد اقتصادی و تورم مهیا است و همچنین، می‌توانیم قدرت و نیرومندی[1] براوردها 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

1 - Robust Estimation

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

و اضافه کردن متغیر نرخ ارز واقعی به جای آن در مدل براورد شده و نیز با نتایج به‌دست آمده‌ی 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 به‌دست آمده از تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای تورم و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت در مدل دوم با مدل اول تفاوت اندکی دارد.

۹- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله به بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی در اثر اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها بر رشد اقتصادی، تورم و مصرف بخش خصوصی در چارچوب مدل خودرگرسیونی 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 دوره‌ی هفتم افزایش می‌یابد و در این دوره به حداکثر مقدار خود نسبت به تعادل قدیم (۲/۸ درصد) می‌رسد و پس از این دوره کاهش می‌یابد. 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 دوره‌ی ششم به بعد، اثر منفی شوک مذکور به تدریج تعدیل شده، به‌طوری‌که در پایان دوره‌ی سی و هشتم اثر منفی شوک مذکور بر تولید ناخالص حدود ۱- درصد تولید ناخالص داخلی را نسبت به تعادل قبلی کاهش می‌دهد. 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 می‌یابد. در مجموع، نتایج تابع واکنش آنی در مدل اول نشان داد که در بلندمدت اثر تکانه‌های یک انحراف معیاری در شاخص قیمت انرژی تورم را به میزان حدود یک درصد نسبت به تعادل اولیه‌اش افزایش می‌دهد. همچنین، نتایج تابع واکنش آنی در مدل اول نشان داد که اثر شوک یک انحراف معیاری در شاخص قیمت انرژی در بلندمدت، تولید ناخالص ملی را به میزان حدود ۱- درصد نسبت به تعادل اولیه کاهش می‌دهد.

در مدل دوم که در آن از لگاریتم پنج متغیر درامدهای واقعی نفت، شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده؛ در واقع، نتایج مدل اول درباره‌ی اثرات شوک‌های 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 شوک‌های شاخص قیمت انرژی بر تورم و رشد تولید ناخالص داخلی به ترتیب بعد از پنج و چهار فصل به‌وجود می‌آید. همچنین، تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی تورم در

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

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 فراورده‌های نفتی و سنجش آثار تورمی آن، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۰.

بانویی علی اصغر و زوار، پرمه(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، نارسیس (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، پرمه (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، شماره‌ی۶۷۲.

مرکز پژوهش‌ها (۱۳۸۷)، گزارش بررسی آثار مستیقم افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر بهای تمام شده صنایع، شماره ی 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

Clarida,R.,Gali,J.(1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? Carnegie-Rocherster 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.

Mazraati Mohammad & Reza Fathollahzadeh (2002), Energy Subsidies, Energy Demand, Inflation and Growth in Iran an Economic Approach.

Salehi-Isfahani,Jvad (1993), Princing 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]

پیوست:

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

جدول۳ - خلاصه نتایج مطالعات

نویسنده‌ی مقاله	روش مطالعه	نتایج و میانگین تورم براورد شده
اسدی مهماندوستی (۱۳۸۸)	داده- ستانده	تورم واسط: 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 اجتماعیSAM	۳۵/۴۱ درصد مازاد بر تورم سالیانه

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1389.1.1.3.7]