سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران

اکبر کمیجانی

استاد دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران Komijani@ut.ac.ir

الهه اسدی مهماندوستی

کارشناس‌ارشد اقتصاد انرژی و بازاریابی دانشگاه تهران

Elaheh_Asadi@yahoo.com

تاریخ دریافت : ۸۷/۵/۱۳ تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۵

چکیده

در این مطالعه به بررسی اثرات پویای شوک‌های نفتی و سیاست پولی بر رشد اقتصادی ایران و محاسبه‌ی سهم هر کدام از آن‌ها در رشد اقتصادی طی دوره‌ی ۸۵-۱۳۵۳ پرداخته شده و تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، با استفاده از مدل خود توضیح‌برداری (VAR) شامل تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی ($FEVD_s$) و توابع عکس‌العمل آنی (IRF_s)، انجام گرفته است.

نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی در کشور ایران به میزان قابل توجهی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند، اما با وجود مؤثر بودن شوک‌های نفتی بر نقدینگی و ایجاد سیاست‌های انبساطی پولی منتج‌شده از آن، شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی مؤثر نبوده‌اند.

توضیح‌دهندگی بالای شوک‌های نفتی برای متغیر GDP در ایران حاکی از وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی می‌باشد. عدم تأثیر شوک‌های پولی، به‌ویژه سیاست‌های انبساطی پولی منتج‌شده از شوک‌های نفتی بر GDP، به دلیل مؤثر بودن سیاست‌های مذکور با وقفه‌ی زمانی و از سویی دیگر اجرای سیاست‌های پولی انقباضی محدود به جهت مهار تورم در کشور بوده که سبب گردیده تأثیر این شوک‌ها، بر اقتصاد اندک و حتی خنثی شود.

طبقه‌بندی JEL: C32, E32, E52, O47 & Q43

کلید واژه: شوک‌های نفتی، شوک‌های پولی (سیاست پولی)، رشد اقتصادی (GDP)، مدل خود توضیح برداری (VAR)

۱- مقدمه

رشد اقتصادی در هر کشوری نماد و شاخص پیشرفت آن کشور محسوب شده و از اهمیت خاصی در جهان برخوردار است. در نتیجه بررسی عوامل مؤثر بر آن برای اقتصاد هر کشور، به عنوان یکی از مقولات اصلی و مهم تلقی می‌شود.

نفت از جمله کالاهای استراتژیک جهان و به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید هر کشور به شمار می‌رود، در نتیجه، نوسانات شدید قیمت نفت که آن را شوک نفتی نامیده‌اند (اثرات مثبت و منفی)، تأثیرات به‌سزایی در اقتصاد کشورها، چه در حال توسعه و چه توسعه یافته، دارد. از سویی دیگر، از زمانی که درآمدهای ناشی از نفت در اقتصاد ایران سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی و بودجه‌های سالیانه را به خود اختصاص داد، اقتصاد ایران بر پایه‌ی اصول یک اقتصاد تک محصولی بنا نهاده شد، که نشان می‌دهد قیمت نفت و درآمدهای ناشی از آن، به عنوان یک عامل برون‌زا و محرک رونق و رکود اقتصادی در ایران به شمار می‌آیند، به طوری‌که نوسان خارج از کنترل این عامل، بیش‌ترمتغیرهای اقتصادی را دچار نوسان می‌کند. بنابراین، بررسی استدلالی (نه تنها تجربی) تأثیر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی ایران به عنوان کشوری نفت‌خیز و صادرکننده‌ی نفت و کشوری تک محصولی، حائز اهمیت است.

از سویی دیگر اصطکاک‌ها و وقفه‌های پاسخی در اقتصاد، به‌منظور تعدیل شوک‌های قیمت نفت امتداد می‌یابند و بنابراین قیمت‌ها و ستانده‌های کل برای برخی زمان‌ها نوسان دارند که یک نقش بالقوه برای سیاست‌های پولی ایجاد می‌کنند، اما برخی عقیده دارند که مدیریت تقاضا نمی‌تواند بر ستانده‌ی بالقوه اثر بگذارد و تنها بر مسیر سطح جدید ستانده‌ی بالقوه که ممکن است سبب افزایش رفاه شود، مؤثر است. این، موضوعی مطرح و جدال برانگیز در مباحث اقتصادی می‌باشد. هم‌چنین همان‌طور که بیان شد، شوک‌های قیمت نفت تغییرات فراوانی بر رشد ستانده‌ی کشورها ایجاد کرده‌اند، که در اثر آن، کشورها، سیاست‌های پولی را برای همراهی یا عدم همراهی با شوک‌های برون‌زای نفتی به کارگرفتند، اما بیش‌تر سیاست‌های پولی استفاده شده اثر کم و گاهی سیاست‌های پولی اجرایی اثرات منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت داشتند. برخی‌ها علت آن را خنثی بودن اثر پول در دوره‌های میان‌مدت و بلندمدت می‌دانند، در نتیجه با توجه به این مورد نیز، بررسی تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی ایران برای دانستن این مطلب که سیاست پولی در دوران شوک می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاستی مفید و موجه مورد استفاده قرار گیرد، حائز اهمیت می‌باشد.

اما در زمینه‌ی ارتباط این دو مقوله باید عنوان کرد کـه در ایـران بـه عنـوان کشـور صادرکننده‌ی نفت، شوک‌های نفتی به همراه خود، از طریق درآمدهای نفتی، منجـر بـه سیاست مالی انبساطی می‌شوند، اما تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و ناتوانی بانـک مرکزی کشور ایران در خنثی سازی اثر این اقدام مالی، افزایش پایه‌ی پولی و در نهایـت رشد نقدینگی را سبب می‌شود، که به عبارت دیگر سیاست انبسـاطـی مـالی متکـی بـه درآمدهای نفتی، به سیاست‌های پولی انبساطی منتهـی مـی‌شـود. درنتیجـه قسـمتی از رشد مشاهده شده از شوک‌هـای نفتـی در ایـران مربـوط بـه مقولـه‌ی سیاسـت پـولی و قسمتی دیگر مربوط به سیاست مالی می‌باشد، پس بررسی این موضوع که چه مقـدار از این رشد ایجاد شده بر اثر شوک‌های نفتی در ایران مربوط به سیاست مالی و چه مقـدار مربوط به سیاست پولی است، می‌تواند حائز اهمیت باشد و جای بحث و گفتمان دارد.

با توجه به مطالب ذکر شده، مسأله و هدف اساسی مطالعه این است که شـوک‌هـای نفتی و سیاست‌های پولی چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران داشته و سـهم هـر کـدام از آن‌ها در این رشد چه مقدار بوده است و راه‌کار سیاستی پولی مناسب در هنگام مواجه با شوک‌های نفتی برای ایران به عنوان یک کشور صادرکننده‌ی نفت چیست؟ فرضیه‌هـای تحقیق نیز به ترتیب، شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی ایران دارای تأثیر مثبـت اسـت و سیاست پولی بر رشد اقتصادی ایران دارای تأثیر مثبت است، هستند.

در ادامه در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قـرار گرفتـه اسـت. بخـش سوم، به مرور ادبیات تجربی و مطالعات انجام گرفتـه اختصـاص یافتـه اسـت. در بخـش چهارم، به تعریف متغیرها و تـدوین الگـوی تحلیلـی پرداختـه شـده و در بخـش پـنجم، برآورد تجربی مدل، شامل آزمون‌های آماری متغیرها و تخمـین و تحلیـل پویـای مـدل، شامل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینـی بـرای کشـور ایـران، ارائه و در انتها در بخش ششم، به جمع‌بندی مباحـث مـذکور و نتیجـه‌گیـری و ارائـه‌ی توصیه‌های سیاستی پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری

علم اقتصاد، علمی نشأت گرفته از نظریات و مکاتب مختلـف مـی‌باشـد و بـر اسـاس فرضیات هر مکتب، نتایج برگرفته شـده از بررسـی‌هـا متفـاوت مـی‌شـود. از آن‌جـا کـه نظریه‌ی واحدی در ارتباط با این مطالعه وجود ندارد، مبانی نظری را می‌تـوان از زوایـای متفاوتی بررسی کرد، برای مثال از زاویه‌ی رشد اقتصادی به تنهایی و نظریه‌هـای رشـد،

یا زاویه‌ی نظریه‌های مربوط به سیاست پولی و رشد و یا زاویه‌ی نظریه‌های شوک نفتی و رشد. اما در این تحقیق بنا به دلایل مقتضی، ابتدا به رابطه‌ی قیمت انرژی و رشد اقتصادی از دیدگاه نظری و سپس به بررسی عقاید مکاتب مختلف اقتصادی در مورد تأثیرگذاری شوک نفتی و سیاست پولی بر رشد اقتصادی و سایر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی پرداخته شده است.

۲-۱- قیمت انرژی و رشد اقتصادی

تا اواسط دهه‌ی ۱۹۷۰، به‌طور معمول در تابع تولید محصول ملی، از انرژی به عنوان عامل تولید استفاده نمی‌شد، هم‌زمان شدن شوک‌های نفتی سال‌های ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ با رکود اقتصادی در غرب، فصل جدیدی را در اهمیت انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی گشود و وجود قیمت نفت در تابع عرضه‌ی محصول ملی امری ضروری تشخیص داده شد. به طور کلی علاوه بر نهاده‌های کار (L) و سرمایه (K)، انرژی (E) نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید (Q) در بخش‌های اقتصاد کلان مطرح شد، که هر یک از نهاده‌های مذکور رابطه‌ی مستقیمی با سطح تولید دارند. لذا:

$$Q=F(K,L,E) \qquad (۱)$$

از سوی دیگر مصرف انرژی که شامل حامل‌های مختلف تأمین‌کننده‌ی انرژی است، خود تابعی معکوس از سطح قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد. به عبارت دیگر افزایش سطح قیمت انرژی سبب کاهش مصرف انرژی می‌شود و این امر تولید را کاهش می‌دهد:

$$E=E(P0,Pg,Pc,Pe)$$

بنابراین:

$$\frac{\partial E}{\partial p_{\circ}} < \circ \qquad \frac{\partial E}{\partial p_g} < \circ \qquad \frac{\partial E}{\partial p_c} < \circ \qquad \frac{\partial E}{\partial p_e} < \circ \qquad (۲)^{1}$$

در رابطه‌ی فوق، P_0 قیمت نفت، p_g قیمت گاز، P_c قیمت زغالسنگ و p_e قیمت الکتریسیته می‌باشد. چنان‌چه شاخص کل قیمت انرژی افزایش یابد، مصرف آن کاهش می‌یابد، اما چنان‌چه در مجموعه‌ی حامل‌های انرژی، تنها قیمت یکی از حامل‌ها (فرضاً نفت) افزایش یابد، یا افزایش قیمت آن بیش از سایر حامل‌ها باشد، آن‌گاه مقداری از اثر افزایش قیمت این حامل، توسط جانشینی سایر حامل‌ها جبران خواهد شد. میزان این

1- Sill, Keith, (2007).

جانشینی بستگی به این دارد که از نظر تکنولوژیکی تا چه حد سایر حامل‌ها بتوانند جانشین آن شوند و مدت زمان این تعدیل چه قدر باشد.

بنابراین افزایش قیمت نفت از یک سو سبب جانشینی سایر حامل‌های انرژی‌زا به جای آن خواهد شد و از سوی دیگر، چون نفت یک عامل تولید است، در کوتاه‌مدت سبب افزایش هزینه‌های تولید شده و در نتیجه کاهش تقاضا و بنابراین کاهش میزان تولید و درآمد واقعی کشورهای واردکننده‌ی نفت را به‌دنبال خواهد داشت[1]. در بلندمدت نیز افزایش هزینه‌ها بستگی به توان جایگزینی سایر حامل‌ها به جای نفت خواهد داشت. چنان‌چه قابلیت جایگزینی وجود داشته باشد، این افزایش قیمت در بلندمدت تأثیر چندانی بر روی هزینه‌ها نخواهد داشت.

برای نشان دادن اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر قیمت انرژی، چنانچه از محصول ناخالص داخلی، هزینه‌های انرژی را کسر کنیم، محصول خالصی به صورت زیر به دست می‌آید:[2]

$$Y = Q - Pe \,.\, E \qquad (۳)$$

که در این رابطه، P_e قیمت انرژی است.

با جای‌گذاری معادله‌ی (۱) در معادله‌ی (۳) و مساوی قرار دادن تولید نهایی هر عامل تولید با قیمت آن ($MP_i=P_i$)، اثر تغییر قیمت انرژی روی محصول خالص به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{dLnY}{dLnp_e} = \left[\frac{P_K \times K}{Y}\right] * \frac{dLnK}{dLnp_e} + \left[\frac{P_L \times L}{Y}\right] * \frac{d\ln L}{dLnp_e} - \left[\frac{P_e \times E}{Y}\right] \qquad (۴)$$

در این رابطه، P_k و P_L به ترتیب قیمت‌های سرمایه و نیروی کار هستند. بنابراین اثر یک تغییر در قیمت انرژی توسط سهم هزینه‌های هر عامل تولید و اثر جای‌گزینی قیمت انرژی روی مقدار نیروی کار و سرمایه‌ی به کار رفته در تولید، بیان می‌گردد. سه جمله‌ی طرف راست معادله‌ی (۴)، روش‌هایی که یک شوک ناشی از قیمت انرژی می‌تواند اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد، مشخص می‌کند. جمله‌ی سوم اثر مستقیم قیمت را نشان می‌دهد و بیانگر این است که محصول خالص، مرتبط با سهم هزینه‌های انرژی در تولید، با افزایش قیمت انرژی کاهش خواهد یافت. جملات اول و دوم معادله‌ی (۴)، به اثرات غیرمستقیم قیمت انرژی اشاره می‌کند. هرگاه روابط جایگزینی بین انرژی

۱- برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت نیز چنین امری رخ می‌دهد، اما به دلیل آن‌که افزایش قیمت نفت سبب افزایش صادرات آن‌ها می‌شود و برآیند این دو، میزان تولید را تشکیل می‌دهد.

2- Sill, Keith, (2007).

و سرمایه و هم‌چنین بین انرژی و نیروی کار وجـود داشـته باشـد، تغییـر قیمـت انـرژی می‌تواند اثر غیرمستقیمی از طریق جانشینی سایر نهاده‌هـا بـه جـای آن، روی محصـول خالص داشته باشد.[1](داگلاس ۱۹۹۱)

در کوتاه‌مدت، به دلیل منفی بودن کشش متقاطع بـین انـرژی بـا نهـاده‌هـای کـار و سرمایه، اثرات غیرمستقیم تغییر قیمت انرژی نیز در جهت اثر مستقیم آن خواهد بـود و مقدار این اثر، افزایش خواهد یافت. پس می‌توان نتیجـه گرفـت کـه در کوتـاه‌مـدت اثـر شوک ناشی از تغییر قیمت انرژی بیش‌تر از اثر بلندمدت آن خواهد بـود. دلیـل منطقـی این امر هم این است که در بلندمدت، با گران شدن انرژی صنایع تا حد ممکـن سـاختار خود را تغییر داده و سعی می‌کنند که از نهاده‌ای که گران‌تر باشد کم‌تر اسـتفاده کننـد، اما اگر فرض کنیم که سرمایه و انرژی مکمل یکدیگر باشند (در حالت کوتـاه‌مـدت)، در این صورت افزایش قیمت انرژی علاوه بـر کـاهش اسـتفاده از عامـل انـرژی، بـا کـاهش استفاده از سرمایه هم همراه خواهد بود، اما در این حالت میزان استفاده از عامل کار بـه نسبت بزرگ‌تری افزایش خواهد یافت.

هم‌چنین تغییر در قیمت انرژی اگر شدید باشد، بـر تقاضـای کـل اثـر مـی‌گـذارد، بنابراین تغییرات شدید در قیمت انرژی می‌تواند سبب بروز بیکاری و کم‌کاری نهاده‌های تولید در بعضی از بخش‌های اقتصادی کشورهای واردکننده‌ی نفت شود و بـه دنبـال آن تقاضای انرژی کاهش یابد، زیرا تقاضای انرژی بـا قیمـت آن رابطـه‌ی معکـوس دارد. بـا افزایش قیمت‌های انرژی، هزینه‌های تولید در کشورهای واردکننـده افـزایش مـی‌یابـد و این امر خود سبب کاهش تولید، کاهش درآمدهای واقعی و در نهایت کاهش تقاضا برای نهاده‌های تولید می‌شود.

علاوه بر اثر افزایش قیمت انرژی بر کاهش تولید، هم‌زمان با افزایش قیمت انـرژی، ممکن است سیاست‌های پولی و مالی به کار گرفته شوند کـه گـاهی ممکـن اسـت ایـن سیاست‌ها، اثر بیش‌تری بر رکود و یا تورم داشته باشند. افزایش قیمـت انـرژی بـه طـور مستقیم به تورم عمومی کمک می‌کند و دولت تلاش می‌کند برای مبارزه با این تورم، به اتخاذ سیاست‌های انقباضی رو آورد، که این امـر مـی‌توانـد سـبب افـزایش بیکـاری و در نهایت رکود اقتصادی شود.

1- Douglas R. Bohi, (1991).

۳- مروری بر ادبیات و پیشینه‌ی موضوع

مطالعات متعددی در مورد این موضوع که نوسانات اقتصادی بر اثر شوک‌های نفتی یا شوک‌های پولی به وجود می‌آیند، انجام شده، ولیکن در زیر به ارائه‌ی سه مقاله‌ی مهم و بنیادین در این زمینه اکتفا شده‌است. لازم به ذکر است که بیش‌تر بررسی‌ها و مطالعات داخلی به بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان و رشد اقتصادی ایران و اثبات وجود ارتباط نامتقارن موجود بین آن‌ها و بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران و بخش‌های مختلف اقتصادی به‌طور جداگانه پرداخته‌اند، ولی در مطالعه‌ی حاضر تأثیر سیاست پولی و شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی ایران و محاسبه‌ی سهم هرکدام به‌طور هم‌زمان مورد توجه قرار گرفته است.

رومر و رومر (۱۹۸۹)[1]، علت اصلی رکود و وقایع مورد مطالعه را سیاست‌های پولی عنوان کرده‌اند. آن‌ها در مطالعات خود به بررسی این مسأله پرداختند که آیا شوک‌های نفتی یا پولی دارای تأثیرات واقعی قابل توجهی بر روی نوسانات اقتصادی هستند یا خیر؟ رومر و رومر، برای این بررسی از آمارهای ماهانه‌ی کشور امریکا از ژانویه‌ی ۱۹۴۸ تا دسامبر ۱۹۸۷ استفاده کرده و روش تحلیل سنجی و مدل VAR را برای محاسبات خود به‌کار گرفته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها که ۶ تا از ۸ رکود بعد جنگ جهانی دوم در مجموعه‌ی آماری مورد بررسی، به علت شوک‌های پولی انقباضی بوده است. آن‌ها معتقد بودند که چنین شوک‌هایی درتولید ناخالص داخلی، حادثه‌ی ضمنی سیاست فدرال رزرو بوده‌اند، که به دلیل اعمال یک سیاست پولی انقباضی به جهت مقابله با تورم به وجود آمده‌اند.

هامیلتون (۱۹۸۳)[2]، دارای عقیده‌ای عکس رومر و رومر بوده است. او معتقد بوده که شوک‌های عرضه، به‌ویژه شوک‌های نفتی، دارای تأثیرات زیادی بر روی فعالیت‌های اقتصادی در دوران بعد از جنگ بوده و علت کاهش عمده‌ی فعالیت‌های اقتصادی را شوک‌های نفتی بیان کرده است. او در مطالعه‌ی خود سه فرضیه‌ی اساسی را مطرح و مورد بررسی قرار داده است. *فرضیه‌ی اول*: ارتباط میان افزایش قیمت نفت و رکودهای اقتصادی به طور ساده متقارن بوده است. *فرضیه‌ی دوم*: برخی متغیرهای دیگر نیز در این رابطه وجود داشته است. *فرضیه‌ی سوم*: افزایش قیمت نفت، حداقل مسئول بخشی از رکود بوده است. هامیلتون، با استفاده از سری‌زمانی سال‌های ۷۲-۱۹۴۸ و مدل

1- Romer, Christina D. and David H.Romer,(1989).
2 -Hamilton, James. D,(1983).

VAR برای اقتصاد امریکا، به بررسی این فرضیه‌ها پرداخته و این طور نتیجه گرفته است که برخی متغیرهای دیگر نیز وجود دارند که سبب افزایش قیمت نفت و از آن طریق رکود شده‌اند، اما متغیر اصلی، شوک قیمت نفت بوده است. در نتیجه دو فرضیه‌ی اول و دوم را رد و فرضیه‌ی سوم را تأیید کرده است. به این ترتیب او متغیر عمده را شوک‌های نفتی دانسته، اما سیاست‌های پولی نیز منکر نشده است.

دفینا و تیلور(۱۹۹۳)[1]، در بررسی خود در پی یافتن سیاست بهینه‌ی پولی برای فدرال رزرو در مواجه با شوک‌های نفتی بوده و سه قاعده‌ی سیاستی، هدف قرار دادن رشد پول، هدف قرار دادن رشد GDP اسمی و هدف قرار دادن نرخ‌بهره را مطرح کرده‌اند. محققان ابتدا با استفاده از مدل VAR برای اقتصاد امریکا در طی سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۵۶ به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر روی رشد اقتصادی پرداخته و پی‌برده‌اند که متغیرهای حجم پول و قیمت نفت هر دو دارای اثر معناداری بر روی GDP بوده‌اند، اما تأثیر متغیر حجم پول بسیار ناچیز بوده است. در ادامه در طی مقاله با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی خطی و مقایسه با نتایج بهینه، پی به قاعده‌ی بهینه در بین سه قاعده‌ی سیاستی پی‌برده و نتیجه گرفته‌اند که برای فدرال رزرو، هدف قرار دادن GDP اسمی، بهینه‌ترین سیاست و هدف قرار دادن نرخ بهره، بدترین سیاست پولی در مواجه با شوک‌های نفتی بوده است.

۴- الگوی تحلیلی و داده‌ها

در این تحقیق مدل خودرگرسیون برداری (VAR) برای تجزیه و تحلیل انتخاب شده است، که مناسب‌ترین مدل برای تجزیه و تحلیل الگوی تحلیلی مطالعه می‌باشد، چون روش کار بسیار ساده است، محقق را درگیر تشخیص درون‌زا و برون‌زا بودن متغیر نمی‌کند، پیش‌بینی‌های ارائه شده بر اساس الگوهای VAR، بهتر از پیش‌بینی‌های معادلات هم‌زمان است و توانایی بیان ساختار پویای مدل و انتظارات عقلایی در کوتاه‌مدت، توانایی حذف قیود و محدودیت‌هایی را که غالباً همراه تئوری‌های اقتصادی است، دارا می‌باشد. به این دلایل، گفته می‌شود که در روش VAR برای تخمین مدل به مدل اقتصادی آشکاری نیازی نیست. مدل انتخاب شده در این مطالعه برگرفته از مقاله، رابردت و همکاران[2] می‌باشد که از روش VAR برای بررسی و محاسبه‌ی سهم شوک‌های نفتی و سیاست پولی در رشد اقتصادی امریکا استفاده کرده است. دلیل

1- Defina, Robert H. and Taylor, Herbert E., (1993).
2- Robert H. Defina and Herbert E. Taylor (1993).

انتخاب این مقاله به عنوان مقاله‌ی پایه، استفاده کردن از متغیرهای سازگار و مناسب با شرایط اقتصادی ایران در مدل بوده است.

بر اساس عوامل ذکر شده، متغیرهای مورد استفاده، شامل *متغیر درآمد نفتی* (برای نشان دادن شوک‌های نفتی، شامل شوک‌های قیمتی و شوک‌های تولیدی برای پوشش دادن هر دو شوک)، *متغیر تولید ناخالص داخلی* (برای نشان دادن رشد اقتصادی)[1]، *متغیر تقدینگی* (برای نشان دادن سیاست پولی و شوک‌های آن)[2]، متغیر مجازی جنگ و انقلاب اسلامی ایران، متغیر مجازی حساب ذخیره‌ی ارزی و متغیر مجازی شوک‌های جهانی نفت (مثبت و منفی) می‌باشند.

با توجه به تعاریف متغیرها و نوع رابطه‌ای که برای متغیرها وجود دارد، روابط بین متغیرها در قالب مدل VAR اقتصادسنجی و ماتریسی به صورت زیر تدوین شده است:

$$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDP \\ IOIL \\ M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \gamma_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GDP_{t-p} \\ IOIL_{t-p} \\ M_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{bmatrix}$$

$$B_{3*3} X_{t_{3*1}} = \Gamma_{0_{3*1}} + \Gamma_{1_{3*3}} X_{t-1_{3*1}} + \varepsilon_{t_{3*1}}$$

اگر B^{-1} را در معادله‌ی بالا پیش ضرب کنیم، مدل خودرگرسیون برداری به صورت یک فرم استاندارد به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t$$

و به صورت مبسوط، به صورت زیر خواهد شد:

$$GDP_t = a_{10} + a_{11} GDP_{t-1} + a_{12} IOIL_{t-1} + a_{13} M_{t-1} + e_{1t}$$
$$IOIL_t = a_{20} + a_{21} GDP_{t-1} + a_{22} IOIL_{t-1} + a_{23} M_{t-1} + e_{2t}$$
$$M_t = a_{30} + a_{31} GDP_{t-1} + a_{32} IOIL_{t-1} + a_{33} M_{t-1} + e_{3t}$$

که در آن، GDP متغیر تولید ناخالص داخلی برای کشور ایران، IOIL متغیر درآمد نفتی برای کشور ایران و M متغیر نقدینگی برای کشور ایران است.

در برآوردهای تجربی و محاسبات، از لگاریتم متغیرهای بالا استفاده و به همه‌ی آنان پیشوند L اضافه شده است. هم‌چنین در برآورد تجربی متغیر عرض از مبدأ (C)، متغیر روند (T)، متغیر مجازی جنگ (D_1) ، متغیر مجازی حساب ذخیره‌ی ارزی (D_2) و متغیر

۱- حساب‌های ملی ۸۵-۱۳۵۳، بانک مرکزی.

۲- خلاصه‌ی تحولات اقتصادی سال‌های مختلف، بانک مرکزی.

مجازی شوک‌های جهانی نفت (D_3) به عنوان متغیرهای برون‌زا به مدل بالا افزوده شده است.

۵- برآورد تجربی مدل برای کشور ایران

۵-۱- آزمون‌های آماری متغیرها

قبل از تخمین مدل اصلی، لازم است که آزمون‌های آماری متغیرها در ارتباط با مانایی متغیرها تحلیل انجام گیرد، که در زیر به این امر پرداخته شده است:

آزمون مانایی و نامانایی متغیرها

با استفاده از آزمون همبسته‌نگار و آزمون ریشه‌ی واحد شامل آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس – پرون، مانایی متغیرهای مورد استفاده بررسی و نتایج ذیل حاصل شده است:

- بر اساس آزمون‌های مختلف انجام شده، نتیجه می‌شود متغیر LGDP در سطح معنی‌داری ۵ درصد درحالت تفاضل اول، مانا و متغیر LIOIL در تمام سطوح معنی‌داری درحالت تفاضل اول مانا می‌باشد. هم‌چنین بر اساس آزمون‌های دیکی – فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون، متغیر LM در سطح، متغیری پایاست. اما در آزمون همبسته‌نگار متغیر LM در تفاضل اول مانا می‌باشد. به دلیل این‌که دو متغیر قبلی در حالت تفاضل اول مانا هستند، در بررسی‌های بعدی، برای متغیر LM نیز حالت تفاضل اول، مانا فرض شده است.

آزمون فرضیه‌ی متغیر مجازی

بر اساس آماره‌ی حداکثر درست‌نمایی (LR)، وجود متغیرهای برون‌زای عرض از مبداء، متغیر مجازی جنگ و متغیر مجازی حساب ذخیره‌ی ارزی در مدل معنی‌دار و متغیرهای برون‌زای متغیر روند و متغیر مجازی شوک‌های جهانی قیمت نفت در مدل بی‌معنی بوده‌اند. بر این اساس، در ادامه، تنها از متغیرهای عرض از مبداء، متغیر مجازی جنگ و متغیر مجازی حساب ذخیره‌ی ارزی در مدل استفاده شده است.

آزمون هم‌انباشتگی[1]

در بخش قبل ملاحظه شد که هر سه متغیر در سطح تفاضل اول مانا شده‌اند و با تفاضل‌گیری اول می‌توان از خطر رگرسیون کاذب خلاص شد اما اطلاعات ارزشمندی

1- Cointegration.

در رابطه با سطح متغیرها از دست داده می‌شود. ولیکن در حالت اثبات هم انباشتگی، می‌توان متغیرها را یا در سطح و یا از طریق مدل‌های تصحیح خطای برداری (VECM) برازش کرد. آزمون‌های معمول هم‌انباشتگی شامل آزمون انگل-گرنجر[1]، آزمون CRDW[2] و آزمون حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)[3] می‌باشد ولی باید توجه داشت که در استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین رابطه‌ی تعادلی بلندمدت محدودیت‌های مهم وجود دارد.

جدو ل ۱ - آزمون هم‌انباشتگی بر اساس آزمون اثر

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون اثر	ارزش بحرانی
عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی	۴۸,۷۱۲۷	۳۱,۵۴۰۰
وجود ۱رابطه‌ی هم‌انباشتگی	۲۴,۸۴۳۸	۱۷,۸۶۰۰
وجود ۲رابطه‌ی هم‌انباشتگی	۴,۶۹۸۶	۸,۰۷۰۰

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار میکروفیت

جدول ۲- آزمون هم‌انباشتگی بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه	ارزش بحرانی
عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی	۲۳,۸۶۸۹	۲۱,۱۲۰۰
وجود ۱رابطه‌ی هم‌انباشتگی	۲۰,۱۴۵۲	۱۴,۸۸۰۰
وجود ۲رابطه‌ی هم‌انباشتگی	۴,۶۹۸۶	۸,۰۷۰۰

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار میکروفیت

جوهانسن و جوسیلیوس با ارایه‌ی یک روش، محدودیت‌های ارائه شده را برطرف کردند. به طور کلی اساس تحلیل در این روش بر روی ماتریس Π (رتبه ماتریس) استوار است و با استفاده از دو آماره‌ی بزرگ‌ترین مقدار ویژه و آزمون اثر، وجود هم‌انباشتگی و

۱- در این روش، آزمون دیکی-فولر بر روی پسماندهای مدل انجام می‌شود که اگر سری زمانی پسماند مانا شد، فرضیه‌ی هم‌انباشتگی تأیید می‌شود.

۲- Cointegration Regression Durbin-Watson Test = در این آزمون که به آزمون دوربین- واتسون رگرسیون هم‌انباشتگی معروف است، مدل اصلی تخمین زده شده و سپس آماره‌ی DW آن با مقادیر بحرانی مقایسه می‌گردد که اگر کوچک‌تر باشد، فرضیه‌ی هم‌انباشتگی رد می‌شود.

۳- Fully-Modified Ordinary Least square = در این روش دو تصحیح تورش و درون‌زایی بر روی روش OLS اعمال می‌شود و هم‌بستگی بین u و v و مقادیر با وقفه‌ی آن‌ها در یک شیوه‌ی شبه پارامتریک در محاسبات اعمال می‌شود.

تعداد روابط مشخص می‌شود، نتایج نشان می‌دهد که فرضیه‌ی عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت در مدل رد می‌شود زیرا مقدار آماره‌ی اثر ۴۸,۷۱ از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵٪، ۳۱,۵۴۰۰ و آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه ۲۳,۸۷ از مقدار بحرانی آن در سطح ۵٪، ۲۱,۱۲ بزرگ‌تر می‌باشد و فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت را نمی‌توان پذیرفت. هم‌چنین طبق نتایج ارایه شده، فرضیه‌ی وجود حداکثر یک رابطه‌ی بلندمدت نیز در سطح معنی‌داری ۵٪ رد می‌شود، زیرا مقادیر این دو آماره به ترتیب ۲۴,۸۴ و ۲۰,۱۵ می‌باشد که از مقادیر بحرانی آن‌ها بزرگ‌تر است. پس نمی‌توان گفت که حداکثر یک رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد، اما فرضیه‌ی وجود حداکثر دو رابطه‌ی بلندمدت را نمی‌توان رد کرد، زیرا مقدار آماره‌ی اثر ۴,۷۰ و حداکثر مقدار ویژه ۴,۷۰، از ارقام مربوط به سطح معنی‌داری ۵٪ به ترتیب ۸,۰۷ و ۸,۰۷ کوچک‌تر است، پس می‌توان گفت دو رابطه‌ی بلندمدت در سطح معنی‌داری ۵٪ وجود دارد، بنابراین نتایج آزمون جوهانسن نشان می‌دهد که هم‌انباشتگی در مدل وجود دارد و این بیان‌گر وجود دو رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل است، لذا رابطه‌ی رگرسیونی را می‌توان یا در سطح و یا به صورت مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برازش کرد. در این مطالعه مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای برازش استفاده شده است.

آزمون تشخیص

آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای بررسی عدم خودهم‌بستگی پسماندها برای یک وقفه ارائه شده است.

جدول ۳- VAR Residual Serial Correlation LM

احتمال	آماره‌ی LM	وقفه
۰,۰۰۰۰	۴۷,۵۲۸۱۶	۱

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار Eviewse.

آماره‌ی به دست آمده نشان می‌دهد که فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم خودهم‌بستگی مدل برای وقفه‌ی یک را می‌توان رد کرد. درنتیجه به دلیل تأیید عدم خودهمبستگی پسماندها در مدل، نتیجه می‌شود که ترتیب ورود متغیرها در برازش مدل VAR، تغییری در نتایج مدل به وجود نمی‌آورد.

تعیین طول وقفه‌ی بهینه مدل

یکی از مراحل اصلی در تخمین مدل VAR، انتخاب درجه‌ی بهینه‌ی وقفه‌ی مدل VAR است که نقش مهمی در تجزیه و تحلیل‌های این مدل بازی می‌کند. در این بررسی از معیارهای[1] شوارز-بیزین، آکاییک، حنان کویین و هم‌چنین آماره‌ی نسبت درست‌نمایی برای تعیین طول وقفه‌ی بهینه استفاده شده است. البته در عمل تمام این معیارها نتایج یکسانی برای تعیین درجه‌ی بهینه ارائه نداده‌اند.

جدول ۴- آزمون‌های آماری برای انتخاب وقفه‌ی بهینه برای مدل VAR

Order	LL	AIC	SBC	LR Test	Adjusted LR Test
۵	۷۱,۱۲۷۴	۱۷,۱۲۷۴	-۱۷,۸۶۰۲	_	_
۴	۵۷,۶۳۸۸	۱۲,۶۳۸۸	-۱۶,۶۳۸۸	CHSQ(۹)=۲۶,۹۷۷ (۰,۰۰۱)	۸,۹۹۲۴۱ (۰,۴۳۸)
۳	۵۳,۰۰۰۹	۱۷,۰۰۰۹	-۶,۳۲۴۲	CHSQ(۱۸)=۳۶,۲۵۳۰ (۰,۰۰۷)	۱۲,۰۸۴۳ (۰,۸۴۳)
۲	۴۳,۲۲۵۴	۱۶,۲۲۵۴	-۱,۲۶۸۴	CHSQ(۲۷)=۵۵,۸۰۴۰ (۰,۰۰۱)	۱۸,۶۰۱۳ (۰,۸۸۴)
۱	۳۳,۹۰۴۱	۱۵,۹۰۴۱	۴,۲۶۱۱۹	CHSQ(۳۶)=۷۴,۴۴۶۵ (۰,۰۰۰)	۲۴,۸۱۵۵ (۰,۹۲۰)
۰	-۳۴,۷۸۰۷	-۴۳,۷۸۰۷	-۴۹,۶۱۱۹	CHSQ(۴۵)=۲۱۱,۸۱۶ (۰,۰۰۰)	۷۰,۶۰۵۴ (۰,۰۰۹)

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار میکروفیت

همان‌طور که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد، مقدار SBC در وقفه‌ی یک برابر ۴,۲۶، است که درمقایسه با سایر مقادیر، حداقل می‌باشد. بنابراین در این مدل وقفه‌ی بهینه‌ی یک انتخاب می‌شود. لازم به ذکر است که برای انتخاب تعداد وقفه‌ی بهینه در این مدل از معیار شوارز استفاده شده است، زیرا این معیار بر اساس اصل پارسی مونیس[2]، وقفه‌های کم‌تری را پیشنهاد می‌کند و در نهایت یک مدل صرفه‌جویانه را ارایه می‌دهد. در کل هر دو معیار آکاییک و شوارز- بیزین، وقفه‌ی یک را به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR، معرفی می‌کنند.

۵-۲- *تخمین و تحلیل پویای مدل*

ویژگی بارز روش VAR، استفاده از پسماندهای تخمین‌زده شده در تحلیل پویای مدل می‌باشد. در این روش برخلاف نگرش سنتی اقتصاد، پسماندها همانند بخش‌های واقعی سیستم عمل می‌کنند. سیمز (۱۹۹۰)، به منظور تحلیل مناسب‌تر و جامع‌تر اثر

1- Schwarz-bayesian, Akaike, Hannan-quinn, Log-Likelihood Ratio.
2- Parsimonious.

شوک‌های سیاستی پیش‌بینی‌نشده بر متغیرهای کلان، استفاده از توابع عکس‌العمل تحریک و تجزیه‌ی واریانس را پیشنهاد کرد. این دو ابزار از بیان مدل VAR به صورت نمایش میانگین متحرک به دست می‌آیند. توابع عکس‌العمل تحریک، ابزار مفیدی برای تحلیل رفتار پویای متغیرهای مدل هنگام وقوع شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی در دیگر متغیرهای مدل هستند. این توانایی به این دلیل است که این توابع، عکس‌العمل همه‌ی متغیرهای موجود در سیستم را در اثر شوکی به اندازه‌های مختلف در یکی از متغیرها نشان می‌دهند، بنابراین از این ابزار می‌توان برای تجزیه و تحلیل اثر شوک‌ها بر متغیرهای هدف استفاده کرد. تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی، درصد تغییرات در متغیر هدف را در اثر شوک‌های خودش و شوک‌های دیگر متغیرهای موجود در سیستم در طی زمان‌های مختلف نشان می‌دهد.

هم‌چنین لازم به ذکر است که برای انتخاب ترتیب ورود متغیرها، معیار برون‌زا بودن استفاده و ورود، از برون‌زاترین متغیر انجام شده است. بر این اساس، ابتدا متغیر LIOIL و سپس متغیرهای LM وLGDP در مدل وارد شده‌اند. برون‌زا بودن متغیر LIOIL نسبت به متغیرهای دیگر قطعی است، اما بین دو متغیر LM و LGDP احتمال تعویض ترتیب وجود دارد. به این دلیل ترتیب‌های متفاوت ورود متغیرها به مدل برازش شده، اما در ایران ملاحظه شده که این تغییرات بر روی نتایج تأثیر محسوسی نداشته است. هم‌چنان که در آزمون تشخیص نیز ملاحظه شد، ترتیب ورود متغیرها تأثیری در برازش و نتایج مدل ندارد.

۵-۲-۱- توابع عکس‌العمل تحریک[1] (IRFs)

توابع عکس‌العمل تحریک، رفتار پویای متغیرهای دستگاه در طول زمان به هنگام تکانه وارد به اندازه‌ی یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. در این قسمت، واکنش پویای متغیرهای مدل در اثر شوکی به اندازه‌ی یک انحراف معیار بر LGDP، LM و LIOIL و بر اساس تجزیه‌ی چولسکی، برای ۳۰ دوره به شرح ذیل آورده شده است:

1- Impulse Response Functions.

جدول ۵ - توابع عکس‌العمل تحریک در اثر تکانه‌ی یک انحراف معیار

دوره	تکانی به اندازه یک انحراف معیار در LIOL		
	LIOIL	LM	LGDP
۱	۰,۱۴۴۶۷	۰,۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
۲	۰,۱۱۷۹۲	-۰,۰۵۵۰	-۰,۰۱۷۳
۳	-۰,۰۱۱۷	۰,۰۳۱۰۴	۰,۰۴۰۰۰
۴	-۰,۰۴۳۴	۰,۰۵۲۹۲	۰,۵۰۱۷
۵	-۰,۰۱۹۴	۰,۰۱۴۱۷	-۰,۰۰۵۵
۶	-۰,۰۰۴۹	-۰,۰۰۳۸	-۰,۰۱۸۰
۹	۰,۰۰۸۳	-۰,۰۰۴۹	۰,۰۰۹۵
۱۰	-۰,۰۰۳۷	۰,۰۰۱۵۹	۰,۰۱۱۴۲
۲۰	-۰,۰۰۴۴	-۰,۰۰۱۹	۰,۰۰۵۸۳
۳۰	-۰,۰۰۴۲	-۰,۰۰۱۸	۰,۰۰۶۳۹

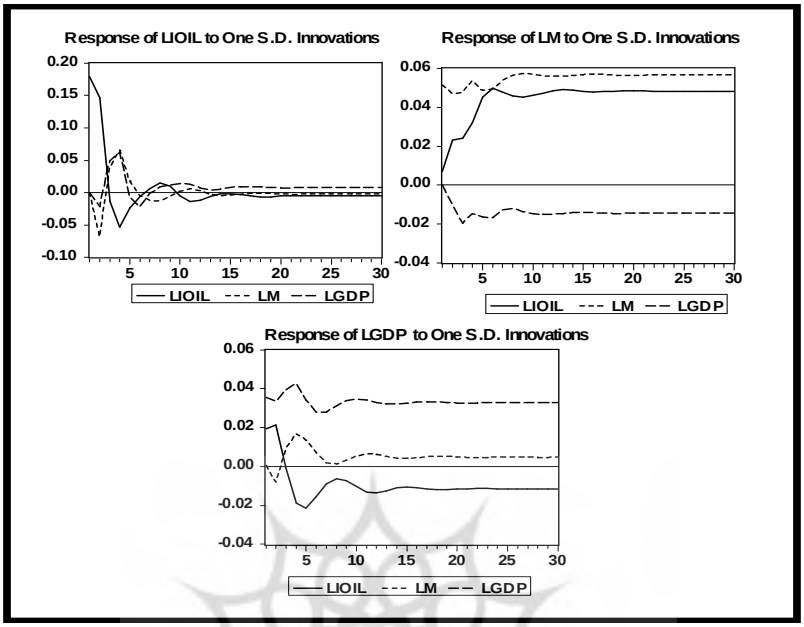
ادامه‌ی جدول ۵- توابع عکس‌العمل تحریک در اثر تکانه‌ی یک انحراف معیار

دوره	تکانی به اندازه یک انحراف معیار در LM		
	LIOIL	LM	LGDP
۱	۰,۰۰۵۷۰	۰,۰۴۱۷۹	۰,۰۰۰۰
۲	۰,۰۱۸۷	۰,۰۳۸۰	-۰,۰۰۷۸
۳	۰,۰۱۹۴۹	۰,۰۳۸۶۲	-۰,۰۱۵۸
۴	۰,۰۲۵۹۱	۰,۰۴۳۴۵	-۰,۰۱۱۸
۵	۰,۰۳۶۵۴	۰,۰۳۹۴۳	-۰,۰۱۳۳
۶	۰,۰۴۰۲۵	۰,۰۴۰۲۰	-۰,۰۱۳۶
۹	۰,۰۳۶۷۷	۰,۰۴۶۵۵	-۰,۰۱۱۰
۱۰	۰,۰۳۷۳۲	۰,۰۴۶۱۰	-۰,۰۱۲۰
۲۰	۰,۰۳۹۲۵	۰,۰۴۵۷۸	-۰,۰۱۱۷
۳۰	۰,۰۳۹۱۷	۰,۰۴۵۸۸	-۰,۰۱۱۷

ادامه‌ی جدول ۵- توابع عکس‌العمل تحریک در اثر تکانه‌ی یک انحراف معیار

دوره	تکانی به اندازه یک انحراف معیار در LGDP		
	LIOIL	LM	LGDP
۱	۰,۰۱۵۷۲	۰,۰۰۰۵	۰,۰۲۸۷
۲	۰,۰۱۷۴۰	-۰,۰۰۷	-۰,۰۲۷۱
۳	-۰,۰۰۰۹	۰,۰۰۷۷	۰,۰۳۲۰
۴	-۰,۰۱۵۱	۰,۰۱۳۷	۰,۰۳۴۷
۵	-۰,۰۱۷۵	۰,۰۱۱۰	۰,۰۲۷۷
۶	-۰,۰۱۲۵	۰,۰۰۵۹	۰,۰۲۲۷
۹	-۰,۰۰۵۹	۰,۰۰۲۶	۰,۰۲۷۵
۱۰	-۰,۰۰۸۴	۰,۰۰۴۳	۰,۰۲۸۱
۲۰	-۰,۰۰۹۵	۰,۰۰۳۹	۰,۰۲۶۴
۳۰	-۰,۰۰۹۳	۰,۰۰۳۹	۰,۰۲۶۶

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار Eviewse.



مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار Eviewse.

نمودار ۱- توابع عکس‌العمل تحریک در اثر تکانه‌ی یک انحراف معیار

در نمودار (۱)، بر روی محور افقی در نمودارها، زمان به صورت سالانه و بر روی محور عمودی، درصد تغییر قرار گرفته است. تکانی به اندازه‌ی یک انحراف‌معیار در درآمدهای نفتی ایران، بر روی خود درآمدهای نفتی در دوره‌ی اول دارای بیش‌ترین اثر مثبت بوده و در دوره‌ی دوم این اثر کم‌تر، اما هم‌چنان مثبت باقی می‌ماند. ولی در دوره‌های بعدی، اثر منفی و ناچیز می‌باشد. (بیش‌ترین اثر منفی در دوره‌ی چهارم ملاحظه می‌شود) این تکانه بر روی نقدینگی در دوره‌ی چهارم دارای بیش‌ترین اثر مثبت بوده اما در بیش‌تر دوران دارای اثر منفی و ناچیز بر روی این متغیر است. هم‌چنین این تکانه بر روی GDP در دوره‌ی چهارم دارای بیش‌ترین اثر بوده و در دوره‌های اول و دوم، اثر، ناچیز و حتی منفی شده است. (در دوره‌ی دوم دارای بیش‌ترین اثر منفی است) در دوران‌های بعدی نیز هرچند هم‌چنان اثر مثبت است، اما بسیار ناچیز می‌باشد. (به جز چند دوره‌ی اثر منفی که در دوره‌ی هشتم دارای بیش‌ترین اثر منفی می‌باشد). ثابت بودن مسیر متغیرها برای متغیر نقدینگی در دوره‌ی نهم و برای متغیرهای درآمد نفتی و GDP در دوره‌ی دوازدهم رخ می‌دهد.

تکانی به اندازه‌ی یک انحراف‌معیار در نقدینگی بر روی درآمد نفتی دارای اثـر مثبـت بوده و این اثر در دوره‌ی ششم به اوج خـود مـی‌رسـد. تـأثیر ایـن تکانـه بـر روی خـود نقدینگی نیز مثبت بوده که در دوره‌ی نهم به اوج می‌رسد. هم‌چنین تأثیر این تکانـه بـر روی متغیر GDP بسیار ناچیز و منفی است که بـیش‌تـرین اثـر منفـی در دوره‌ی ششـم ملاحظه می‌شود. ثابت شدن متغیرها نیز برای متغیر درآمد نفتی از دوره‌ی هفـتم، بـرای متغیر نقدینگی از دوره‌ی نهم و برای متغیر GDP از دوره‌ی نهم آغاز می‌شود.

تکانی به اندازه‌ی یک انحراف‌معیار در GDP بـر روی درآمـد نفتـی، در دوره‌ی اول و دوم اثری مثبت و در دوره‌ی دوم بیش‌ترین اثر را دارد. اما در دوره‌هـای بعـدی ایـن اثـر منفی شده است (بیش‌ترین اثر منفی در دوره‌ی پنجم ملاحظه می‌شود). هم‌چنـین ایـن تکانه بر روی نقدینگی به‌جز در دوره‌ی دوم دارای اثر مثبت بوده و در دوره‌ی پـنجم بـه اوج خود می‌رسد. از سوی دیگر این تکانه بر GDP در تمـام دوران‌هـا دارای اثـر مثبـت بوده و در دوره‌ی چهارم به اوج خود می‌رسد. ثابت شدن متغیرها بـرای هـر سـه متغیـر تقریباً از دوره‌ی چهاردهم آغاز می‌شود.

بنابراین نتایج حاصل از آزمون توابع واکنش تحریک به شرح زیر استنباط می‌شود:

۱- شوک درآمد نفتی بیش‌ترین اثر را بـر روی خـود و سـپس بـرGDP و نقـدینگی دارد.

۲- شوک نقدینگی بیش‌ترین اثر را بر خود و سپس بر درآمد نفتی دارد و دارای اثـر منفی بر روی GDP است.

۳- شوک GDP بیش‌ترین اثر را بر روی خود دارد و سپس به ترتیب بر درآمد نفتـی و نقدینگی مؤثر است.

هم‌چنین اثـرات تـا دوره‌هـای میـانی و زیـر ۱۵ دوره مشـاهده مـی‌شـود. در نهایـت ملاحظه می‌شود در ایران با این‌که شوک نفتی در دوره‌هـای ابتـدایی بـر روی نقـدینگی مؤثر بوده، اما شوک پولی بر GDP اثر مثبت نداشته اسـت. تـأثیر شـوک نفتـی بـر روی GDP، مثبت و در دوره‌ی چهارم به اوج خود می‌رسد.

۵-۲-۲- تجزیه واریانس[1] ($FEVD_S$)

در حالی‌که توابع عکس‌العمـل تحریـک اثـر شـوک یـک متغیـر درون‌زا را بـر دیگـر متغیرهای مدل VAR ترسیم می‌کند، تجزیه‌ی واریانس، تغییرات در یک متغیـر درون‌زا را نسبت به شوک‌های متغیرهای درون‌زای دیگـر تفکیـک مـی‌کنـد، بنـابراین تجزیـه‌ی

1- Forecast Error Variance Decompositions.

واریانس، اطلاعاتی در رابطه با اهمیت نسبی هر یک از شوک‌های تصادفی برای تحت تأثیر قرار دادن متغیرهای مدل، آماده می‌کند.

تجزیه‌ی واریانس درآمد نفتی حاکی از آن است که در سه دوره‌ی اول و در کوتاه‌مدت، بیش‌تر واریانس خطای پیش‌بینی و نوسانات درآمد نفتی را خود شوک نفتی توضیح می‌دهد. به‌طوری‌که در دوره‌ی اول ۱۰۰ درصد خطای پیش‌بینی توسط خود شوک نفتی قابل توضیح می‌باشد. در ادامه از این قدرت توضیح‌دهندگی کاسته شده و به متغیر GDP و نقدینگی منتقل می‌شود، به‌طوری‌که در دوره‌های میانی و بلندمدت برای مثال در دوره‌ی دهم، از ۱۰۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی، به ترتیب ۷۵، ۱۵ و ۱۰ درصد را شوک نفتی، شوک پولی و شوک GDP توضیح می‌دهد. حداکثر قدرت توضیح‌دهندگی شوک نفتی در دوره‌ی اول، شوک پولی در دوره‌ی هشتم و شوک GDP در دوره‌ی آخر بوده است.

جدول ۶- توابع تجزیه‌ی واریانس

دوره	تجزیه واریانس LIOL		
	LIOIL	LM	LGDP
۱	۱۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
۲	۹۱,۲۷۴	۷,۹۴۱	۰,۷۸۵
۳	۸۵,۵۷۷	۹,۷۷۴	۴,۶۴۸۹
۵	۷۶,۴۹۰	۱۴,۳۷۳	۹,۱۳۷
۸	۷۵,۶۶۰	۱۴,۵۹۴	۹,۷۴۶
۱۰	۷۵,۳۲۵	۱۴,۵۵۰	۱۰,۱۲۵
۲۰	۷۴,۷۵۱	۱۴,۴۴۴	۱۰,۸۰۴
۳۰	۷۴,۱۹۹	۱۴,۳۴۰	۱۱,۴۶۱

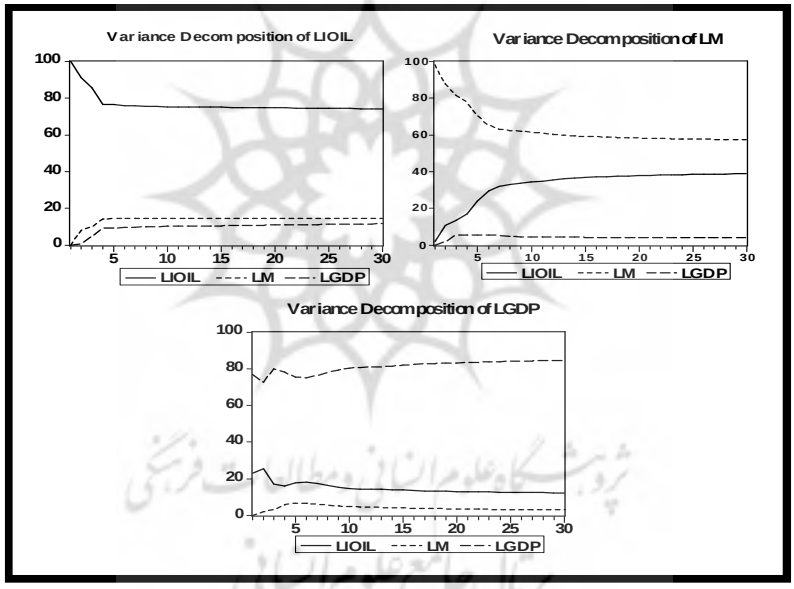
ادامه‌ی جدول ۶- توابع تجزیه‌ی واریانس

دوره	تجزیه واریانس LM		
	LIOIL	LM	LGDP
۱	۱,۸۲۸	۹۸,۱۷۱	۰,۰۰۰
۲	۱۰,۴۹۹	۸۷,۸۳۵	۱,۶۶۶
۳	۱۳,۲۲۵	۸۱,۳۶۲	۵,۴۱۳
۵	۲۴,۰۱۸	۷۰,۵۱۶	۵,۴۶۶
۸	۳۳,۰۰۴	۶۲,۳۸۶	۴,۶۶۰
۱۰	۳۴,۱۴۴	۶۱,۴۸۹	۴,۳۶۶۹
۲۰	۳۷,۸۳۸	۵۸,۱۷۹	۳,۹۸۳۱
۳۰	۳۸,۸۵۲	۵۷,۲۹۸	۳,۸۵۰

ادامه‌ی جدول ۶- توابع تجزیه‌ی واریانس

دوره	تجزیه واریانس LGDP		
	LIOIL	LM	LGDP
۱	۲۳,۰۵۸	۰,۰۲۳	۷۶,۹۱۹
۲	۲۵,۴۸۰	۱,۹۹۴	۷۲,۵۲۵
۳	۱۷,۰۰۳	۳,۱۴۵	۷۹,۸۵۲
۵	۱۷,۹۱۰	۶,۷۸۵	۷۵,۳۰۵
۸	۱۶,۴۹۵	۵,۶۱۴	۷۷,۸۹۱
۱۰	۱۴,۷۳۲	۴,۰۹۷	۸۰,۳۶۱
۲۰	۱۳,۱۶۵	۳,۶۲۵	۸۳,۲۰۹
۳۰	۱۲,۴۰۴	۳,۰۷۳	۸۴,۵۲۳

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار Eviewse.



مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار Eviewse.

نمودار ۲- توابع تجزیه‌ی واریانس

تجزیه‌ی واریانس نقدینگی نیز حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و دوره‌های ابتدایی، به ویژه در سه دوره‌ی اول، بخش بزرگی از واریانس خطای پیش‌بینی و نوسانات نقدینگی را خود شوک نقدینگی و سپس به‌ترتیب شوک درآمد نفتی و شوک نقدینگی توضیح می‌دهد، به طوری‌که در دوره‌ی اول از ۱۰۰ درصد نوسانات مربوط به شوک

پولی، ۹۸درصد مربوط به شوک نقدینگی، ۲ درصد مربوط به شوک نفتی و صفر درصد مربوط به شوکGDP بوده است. در دوره‌های میانی نیز این ترتیب از سهم توضیح‌دهندگی حفظ شده، با این تفاوت که برای مثال در دوره‌ی دهم، حدود ۶۲ درصد نوسانات نقدینگی را خود شوک نقدینگی، ۴,۵ درصد را شوک GDP و ۳۴ درصد را شوک نفتی توضیح می‌دهد. در بلندمدت در دوره‌ی ۳۰، حدود ۴ درصد نوسانات را شوک GDP، ۵۷ درصد را شوک نقدینگی و ۳۹ درصد را شوک نفتی توضیح می‌دهد. حداکثر قدرت توضیح‌دهندگی شوک نفتی در دوره‌ی آخر، شوک پولی در دوره‌ی اول و شوک GDP در دوره‌ی پنجم بوده است.

تجزیه‌ی واریانس GDP نیز به عنوان مهم‌ترین تابع در این مطالعه نشان می‌دهد در دوره‌های ابتدایی، عمده‌ی نوسانات متغیر GDP به وسیله‌ی شوک خود متغیر، و سپس به‌ترتیب توسط شوک نفتی و شوک نقدینگی توضیح داده می‌شود. به‌طوری‌که در دوره‌ی اول ۷۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی و نوسانات GDP، توسط خود شوک GDP، ۲۳ درصد توسط شوک نفتی و تقریباً صفر درصد توسط شوک پولی قابل توضیح است. در ادامه از میزان تأثیر شوک نفتی بر GDP کاسته شده و در دوره‌های میانی برای مثال دوره‌ی دهم، از ۱۰۰ درصد نوسانات GDP، ۱۵ درصد آن را شوک نفتی، ۴ درصد آن را شوک نقدینگی و ۸۰ درصد آن را شوک GDP توضیح می‌دهد. در بلندمدت و دوره‌های انتهایی از ۱۰۰ درصد نوسانات GDP، ۸۵ درصد را خود شوک GDP، ۳ درصد شوک را نقدینگی و ۱۲ درصد را شوک نفتی توضیح می‌دهد.حداکثر قدرت توضیح‌دهندگی شوک نفتی، در دوره‌ی دوم، شوک پولی، در دوره‌ی پنجم و شوک GDP در دوره‌ی آخر بوده است.

این امر نشان‌دهنده‌ی تأثیر نسبتاً زیاد شوک نفتی، به‌ویژه درکوتاه‌مدت بر روی GDP و عدم تأثیر شوک پولی به صورت شایان توجه بر روی GDP کشور ایران است.

بنابراین نتایج حاصل از آزمون تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی به شرح زیر بیان می‌شود:

۱- بیش‌تر نوسانات موجود در درآمد نفتی را خود شوک نفتی توضیح داده و سپس به ترتیب شوک نقدینگی و GDP توضیح می‌دهند.

۲- بیش‌تر نوسانات موجود در نقدینگی را خود شوک نقدینگی و سپس به ترتیب شوک نفتی و GDP توضیح می‌دهد.

۳- بیش‌تر نوسانات موجود در GDP را خود شوک GDP و سپس شوک نفتی و به مقدار بسیار ناچیز شوک نقدینگی توضیح می‌دهد.

در نتیجه ملاحظه می‌شود با این‌که شوک نفتی در ایران تأثیر قابل توجهی بر نقدینگی داشته و در بلندمدت حدود ۳۵ درصد نوسانات مربوط به شوک پولی را شوک نفتی توضیح می‌دهد (بدین معنا که در ایران شوک‌های نفتی منجر به شوک پولی می‌شوند)، اما شوک پولی تأثیر زیادی بر GDP نداشته است.

برعکس هم‌چنان که قابل پیش‌بینی بود، شوک نفتی بر روی GDP مؤثر بوده و به عنوان یک متغیر حدود ۲۳ درصد از نوسانات را در کوتاه‌مدت و ۱۴ درصد نوسانات را در میان‌مدت توضیح می‌دهد.

بدین ترتیب در اقتصاد ایران، تأثیر شوک‌های نفتی بر GDP زیاد بوده و اقتصاد کشور متأثر از نوسانات نفتی است. از سویی دیگر شوک‌های نقدینگی بر GDP تأثیر اندکی داشته‌اند.

۶- نتیجه‌گیری، پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی

بر اساس نتایج تحلیل ملاحظه شد که:

- در اقتصاد ایران شوک نفتی بر GDP مؤثر بوده، اما با وجود تأثیر شوک نفتی بر نقدینگی، شوک پولی بر GDP تأثیری نداشته است.

در نتیجه از فرضیه‌های آزمون شده در زمینه‌ی مؤثر بودن سیاست پولی و شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی کشور ایران، تنها مؤثر بودن شوک‌های نفتی بر رشد آن تأیید می‌شود.

توجیه و تفسیر این نتایج را می‌توان بدین‌گونه بیان کرد، که علت عدم تأثیر شوک‌های نقدینگی و به عبارتی سیاست‌های انبساطی پولی منتج شده از شوک‌های نفتی بر GDP، به این دلیل است که شوک‌های پولی و سیاست‌های پولی با وقفه‌ی زمانی طولانی بر GDP مؤثر هستند، اما در طی دوران بعد از شوک‌های نفتی، در بیش‌تر موارد بانک مرکزی ایران سیاست‌های متضادی با سیاست‌های انبساطی پولی (سیاست‌های پولی انقباضی) را به دلیل کنترل و مهار تورم اجرا کرده، که باعث شده است تأثیر آن شوک‌ها بر اقتصاد اندک و حتی خنثی شود.

هم‌چنین تأثیر بسیار بالای درآمدهای نفتی بر GDP در کوتاه‌مدت و بلندمدت، حاکی از تأثیر پذیری زیاد اقتصاد نسبت به نوسانات و شوک‌های نفتی است، بدین معنی

که قسمت عمده‌ی GDP کشور را صادرات نفتی تشکیل داده که منجر به تک محصولی بودن اقتصاد کشور شده است که در نتیجه نوسانات موجود در قیمت‌های نفت مستقیماً به داخل کشور و به GDP کشور منتقل می‌شود. البته درآمدهای نفتی در کشور می‌بایست به عنوان یک مزیت نسبی تلقی شود، اما به دلیل عدم مصرف صحیح این درآمدها و به‌کارگیری آنان در سرمایه‌گذاری در بخش‌های خدماتی، غیرتولیدی و دیربازده و تبعات این امر، سبب شده است که تنها یک متغیر به این شدت نوسانات GDP را توضیح دهد، که همانا نشان‌دهنده‌ی بیماری هلندی و وابستگی اقتصاد کشور به درآمد نفتی است.

اما از سوی دیگر با توجه به آن‌که اولاً، شوک‌های نقدینگی منتج شده از شوک‌های درآمد نفتی، با وقفه‌های زمانی بر رشد اقتصادی مؤثر هستند و ثانیاً دولت به دلیل جلوگیری از تورم سرسام‌آور در کشور، سیاست‌های انقباضی پولی را دنبال کرده، مانع از تأثیرگذاری شوک‌های نقدینگی و پولی بر رشد اقتصادی کشور شده است. درنتیجه بهترین سیاست پولی در مواجه با شوک‌های نفتی، اجرای سیاست‌هایی چون هدف‌گذاری تورم در کشور است که سبب کاهش نوسانات در کشور و کنترل تورم در جامعه و مؤثر بودن شوک‌های پولی منتج‌شده از شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی کشور می‌گردد.

فهرست منابع

۱- احدی‌فر، سعید (۱۳۷۴)؛ درآمدهای نفتی، توسعه و جهان سوم با مقدمه‌ای از حجت الله غنیمی‌فرد.

۲- اسنودن، اچ وین، و کوویچ، پی و نیار؛ راهنمای نوین اقتصاد کلان، مترجمان: دکتر خلیلی عراقی، سید منصور و سوری، علی، انتشارات برادران (۱۳۸۳).

۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ حساب‌های ملی ایران ۸۵-۱۳۵۳.

۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ خلاصه‌ی تحولات اقتصادی، سال‌های مختلف.

۵- بیدرام، رسول (۱۳۸۱)؛ Eviewse همگام با اقتصاد سنجی؛ نشر منشور بهره‌وری؛ چاپ یکم.

۶- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)؛ اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit؛ نشر دیباگران تهران؛ چاپ اول.

۷- توکلی، احمد (۱۳۷۶)؛ تحلیل سری‌های زمانی: هم‌گرایی و هم‌گرایی یکسان؛ نشر مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۸- رحمانی، تیمور، اقتصاد کلان (دو جلدی) (۱۳۸۲)؛ انتشارات برادران؛ جلد اول و دوم؛ چاپ پنجم.
۹- عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۰)؛ اقتصاد سنجی مبانی و روش‌ها؛ انتشارات دانشگاه تهران.
۱۰- کمیجانی، اکبر و علوی، سید محمود (۱۳۷۹)؛"راهبرد سیاست‌گذاری پولی بر اساس روش هدف‌گذاری تورم و پیش شرط‌های لازم برای اجرای آن در ایران" دهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی، ارزی، مؤسسه‌ی تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۱۱- گرجی، ابراهیم (۱۳۷۹)؛ اقتصاد کلان، تئوری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان؛ نشر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۱۲- ویلیام اچ. برانسون؛ ترجمه‌ی: عباس شاکری (۱۳۸۳)؛ تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان؛ نشر نی، چاپ هفتم.
13- Darby, Michael R (Sep 1982).," The Price of Oil and World Inflation and Recession", American Economic Review. Vol72 Issue 4, P738.
14- Defina, Robert H. and Taylor, Herbert E (1993).," Monetary Policy and Oil Price Shocks: Empirical Implications of Alternative Resposes", Applied Economic, 25, P: 777-785
15- Dostey, Micheal and Reid, Max, (Guly/Aug 1992);" Oil Shocks, Monetary Policy and Economic Activity", Economic Review (Federal Reserve Bank of Richmond. Vol 78, Issue 4, P14.
16- Drobyshe Vsky, Sergery,(2002); “Domestic Monetary Policy and World Oil Prices”, the European Commission, pp: 18-25.
17- Finn, Mary G (September 1991); "Energy Price Shocks, Capacity Utilization and Business Cycle Fluctuations", Institute for Empirical Macroeconomics, Eederal Reserve Bank of Minneapolis, Discussion, P: 50.
18- Fry, Maxwell. J and Lilien, David M (.May 1986);"Monetary Policy Responses to Exogenous Shocks", American Economic Review. Vol 76 Issue 2. P79.
19- Hamilton, James. D; (2003) “What is an oil shock?” ; Journal of Econometrics, 113, 363-398.
20- Hamilton, James. D, (April 1983); "Oil and Macroeconomy Since World WarII", Journal of Political Economy, Vol. 91, pp.228-48.
21- Hamilton, J.D, (1985) “Historical Causes of Postwar Oil Shocks and Recessions”, Energy Gournal 6, 97-116.

22- Hamilton, J.D, (1988a);“A Neoclassical model of Unemployment and the business Cycle”, Journal of Political Economy, 96,593-617.
23- Hamilton, J.D, (1987), “Are the Macroeconomic Effects of Oil-Price Changes Symmetric? A Comment”, Carnegic-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 28, pp: 369-378.
24- Mork, Kunt Anton, (1989); "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton 'S Results", Journal of Political Economy, Vol 97, No 3.
25- Romer, Christina D. and David H.Romer (1989);"Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Fridman and Schwarts ", NBER Macroeconomics Annual, Vol.4, pp.122-70.
26- Sergey Drobyshevsky (2003); “Domestic monetary policy and world oil prices”; The European Commission, 18-25.
27- Sill, Keith, (2007); "The Macroeconomics of Oil Shocks", Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp.21-31.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی