

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

اکبر کمیجانی

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

الهه اسدی مهماندوستی

کارشناس ارشد 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 محاسبه سهم هر کدام از آن‌ها در رشد اقتصادی طی دوره ۸۵-۱۳۵۳ پرداخته شده و تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکنانه‌های ایجاد شده در الگو، با استفاده از مدل خود توضیح برداری (VAR) شامل تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) و توابع عکس‌العمل آنی (IRFs)، 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 منتج شده 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 منتج شده 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 طوری که نوسان خارج از کنترل این عامل، بیش‌تر متغیرهای 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 کار گرفتند، 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 که در ایران به عنوان کشور صادرکننده‌ی نفت، شوک‌های نفتی به همراه خود، از طریق درآمدهای نفتی، منجر به سیاست مالی انبساطی می‌شوند، اما تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و ناتوانی بانک مرکزی کشور ایران در خنثی سازی اثر این اقدام مالی، افزایش پایه‌ی پولی و در نهایت رشد نقدینگی را سبب می‌شود، که به عبارت دیگر سیاست انبساطی مالی متکی به درآمدهای نفتی، به سیاست‌های پولی انبساطی منتهی می‌شود. در نتیجه قسمتی از رشد مشاهده شده از شوک‌های نفتی در ایران مربوط به مقوله‌ی سیاست پولی و قسمتی دیگر مربوط به سیاست مالی می‌باشد، پس بررسی این موضوع که چه مقدار از این رشد ایجاد شده بر اثر شوک‌های نفتی در ایران مربوط به سیاست مالی و چه مقدار مربوط به سیاست پولی است، می‌تواند حائز اهمیت باشد و جای بحث و گفت‌وگو دارد.

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

در ادامه در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. بخش سوم، به مرور ادبیات تجربی و مطالعات انجام گرفته اختصاص یافته است. در بخش چهارم، به تعریف متغیرها و تدوین الگوی تحلیلی پرداخته شده و در بخش پنجم، برآورد تجربی مدل، شامل آزمون‌های آماری متغیرها و تخمین و تحلیل پویای مدل، شامل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی برای کشور ایران، ارائه و در انتها در بخش ششم، به جمع‌بندی مباحث مذکور و نتیجه‌گیری و ارائه‌ی توصیه‌های سیاستی پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری

علم اقتصاد، علمی نشأت گرفته از نظریات و مکاتب مختلف می‌باشد و بر اساس فرضیات هر مکتب، نتایج برگرفته شده از بررسی‌ها متفاوت می‌شود. از آن‌جا که نظریه‌ی واحدی در ارتباط با این مطالعه وجود ندارد، مبانی نظری را می‌توان از زوایای متفاوتی بررسی کرد، برای مثال از زاویه‌ی رشد اقتصادی به تنهایی و نظریه‌های رشد،

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 به‌عنوان عامل تولید استفاده نمی‌شد، هم‌زمان شدن شوک‌های نفتی سال‌های ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ با رکود اقتصادی در غرب، فصل جدیدی را در اهمیت انرژی به‌عنوان یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی گشود و وجود قیمت نفت در تابع عرضه‌ی محصول ملی امری ضروری تشخیص داده شد. به‌طور کلی علاوه بر نهاده‌های کار (L) و سرمایه (K)، انرژی (E) نیز به‌عنوان 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:

$$Q=F(K,L,E) \quad (۱)$$

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:

$$E=E(P_0, P_g, P_c, P_e)$$

بنابراین:

$$\frac{\partial E}{\partial p_o} < 0 \quad \frac{\partial E}{\partial p_g} < 0 \quad \frac{\partial E}{\partial p_c} < 0 \quad \frac{\partial E}{\partial p_e} < 0 \quad (۲)'$$

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

جاننشینی 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 جاننشینی 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 واردکننده نفت را به دنبال خواهد داشت^۱. 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:^۲

$$Y = Q - P_e \cdot E \quad (۳)$$

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 به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{dLnY}{dLnP_e} = \left[\frac{P_k \times K}{Y} \right] * \frac{dLnK}{dLnP_e} + \left[\frac{P_L \times L}{Y} \right] * \frac{dLnL}{dLnP_e} - \left[\frac{P_e \times E}{Y} \right] \quad (۴)$$

در این رابطه، P_L و P_k 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 صادرکننده نفت نیز چنین امری رخ می‌دهد، اما به دلیل آن که 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 وجود داشته باشد، تغییر قیمت انرژی می‌تواند اثر غیرمستقیمی از طریق جانشینی سایر نهاده‌ها به جای آن، روی محصول خالص داشته باشد.^۱ (داگلاس ۱۹۹۱)

در کوتاه‌مدت، به دلیل منفی بودن کشش متقاطع بین انرژی با نهاده‌های کار و سرمایه، اثرات غیرمستقیم تغییر قیمت انرژی نیز در جهت اثر مستقیم آن خواهد بود و مقدار این اثر، افزایش خواهد یافت. پس می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه‌مدت اثر شوک ناشی از تغییر قیمت انرژی بیش‌تر از اثر بلندمدت آن خواهد بود. دلیل منطقی این امر هم این است که در بلندمدت، با گران شدن انرژی صنایع تا حد ممکن ساختار خود را تغییر داده و سعی می‌کنند که از نهاده‌ای که گران‌تر باشد کم‌تر استفاده کنند، اما اگر فرض کنیم که سرمایه و انرژی مکمل یکدیگر باشند (در حالت کوتاه‌مدت)، در این صورت افزایش قیمت انرژی علاوه بر کاهش استفاده از عامل انرژی، با کاهش استفاده از سرمایه هم همراه خواهد بود، اما در این حالت میزان استفاده از عامل کار به نسبت بزرگ‌تری افزایش خواهد یافت.

هم‌چنین تغییر در قیمت انرژی اگر شدید باشد، بر تقاضای کل اثر می‌گذارد، بنابراین تغییرات شدید در قیمت انرژی می‌تواند سبب بروز بیکاری و کم‌کاری نهاده‌های تولید در بعضی از بخش‌های اقتصادی کشورهای واردکننده نفت شود و به دنبال آن تقاضای انرژی کاهش یابد، زیرا تقاضای انرژی با قیمت آن رابطه‌ی معکوس دارد. با افزایش قیمت‌های انرژی، هزینه‌های تولید در کشورهای واردکننده افزایش می‌یابد 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 انرژی، ممکن است سیاست‌های پولی و مالی به کار گرفته شوند که گاهی ممکن است این سیاست‌ها، اثر بیش‌تری بر رکود و یا تورم داشته باشند. افزایش قیمت انرژی به طور مستقیم به تورم عمومی کمک می‌کند و دولت تلاش می‌کند برای مبارزه با این تورم، به اتخاذ سیاست‌های انقباضی رو آورد، که این امر می‌تواند سبب افزایش بیکاری 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 هر کدام به‌طور هم‌زمان مورد توجه قرار گرفته است.

رومر و رومر (۱۹۸۹)^۱، 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 آمریکا از ژانویه‌ی ۱۹۴۸ تا دسامبر ۱۹۸۷ استفاده کرده و روش تحلیل سنجی و مدل VAR را برای محاسبات خود به کار گرفته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها که ۶ تا ۸ رکود بعد جنگ جهانی دوم در مجموعه‌ی آماری مورد بررسی، به علت شوک‌های پولی انقباضی بوده است. آن‌ها معتقد بودند که چنین شوک‌هایی در تولید 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)^۲، 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.

دیفینا و تیلور (۱۹۹۳)^۱، در بررسی خود در پی یافتن سیاست بهینه‌ی پولی برای فدرال رزرو در مواجهه با شوک‌های نفتی بوده و سه قاعده‌ی سیاستی، هدف قرار دادن رشد پول، هدف قرار دادن رشد GDP اسمی و هدف قرار دادن نرخ بهره را مطرح کرده‌اند. محققان ابتدا با استفاده از مدل VAR برای اقتصاد امریکا در طی سال‌های ۱۹۵۶-۱۹۹۲ 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 مواجهه 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^۲ 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)، متغیر نقدینگی (برای نشان دادن سیاست پولی و شوک‌های آن)، 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:

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

$$B_{3 \times 3} X_{t-1} = \Gamma_{3 \times 1} + \Gamma_{1 \times 3} X_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

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 (D₁)، متغیر مجازی حساب ذخیره‌ی ارزی (D₂) و متغیر

۱- حساب‌های ملی ۸۵-۱۳۵۳، بانک مرکزی.

۲- خلاصه‌ی تحولات اقتصادی سال‌های مختلف، بانک مرکزی.

مجازی شوک‌های جهانی نفت (D۳) 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 در حالت تفاضل اول، مانا و متغیر $LIOIL$ در تمام سطوح معنی‌داری در حالت تفاضل اول مانا می‌باشد. هم‌چنین بر اساس آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته 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 مبدا، 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 مبدا، متغیر مجازی جنگ و متغیر مجازی حساب ذخیره‌ی ارزی در مدل استفاده شده است.

آزمون هم‌انباشتگی^۱

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) برآزش کرد. آزمون‌های معمول هم‌انباشتگی شامل آزمون انگل-گرنجر^۱، آزمون CRDW^۲ و آزمون حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)^۳ می‌باشد ولی باید توجه داشت که در استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین رابطه‌ی تعادلی بلندمدت محدودیت‌های مهم وجود دارد.

جدول ۱ - آزمون هم‌انباشتگی بر اساس آزمون اثر

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

مأخذ: نتایج حاصل از نرم‌افزار میکروفیت

جدول ۲ - آزمون هم‌انباشتگی بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

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

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 ۰.۵٪، ۳۱,۵۴۰۰ و آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه ۲۳,۸۷ از مقدار بحرانی آن در سطح ۰.۵٪، ۲۱,۱۲ بزرگ‌تر می‌باشد و فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت را نمی‌توان پذیرفت. هم‌چنین طبق نتایج آرایه شده، فرضیه‌ی وجود حداکثر یک رابطه‌ی بلندمدت نیز در سطح معنی‌داری ۰.۵٪ 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 ۰.۵٪ به ترتیب ۸,۰۷ و ۸,۰۷ کوچک‌تر است، پس می‌توان گفت دو رابطه‌ی بلندمدت در سطح معنی‌داری ۰.۵٪ 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

وقفه	آماره‌ی LM	احتمال
۱	۴۷,۵۲۸۱۶	۰,۰۰۰۰

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. در نتیجه 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^۱ 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^۲، وقفه‌های کم‌تری را پیشنهاد می‌کند و در نهایت یک مدل صرفه‌جویانه را ارائه 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.

شوکه‌های سیاستی پیش‌بینی نشده 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 و LGDP 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 برآزش 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 برآزش و نتایج مدل ندارد.

۵-۲-۱- توابع عکس‌العمل تحریک^۱ (IRF_s)

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 LM، LGDP 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

تکانه به اندازه یک انحراف معیار در LIOIL			دوره
LGDP	LM	LIOIL	
۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۱۴۴۶۷	۱
-۰.۰۱۷۳	-۰.۰۵۵۰	۰.۱۱۷۹۲	۲
۰.۰۴۰۰	۰.۰۳۱۰۴	-۰.۰۱۱۷	۳
۰.۵۰۱۷	۰.۰۵۲۹۲	-۰.۰۴۳۴	۴
-۰.۰۰۵۵	۰.۰۱۴۱۷	-۰.۰۱۹۴	۵
-۰.۰۱۸۰	-۰.۰۰۳۸	-۰.۰۰۴۹	۶
۰.۰۰۹۵	-۰.۰۰۴۹	۰.۰۰۸۳	۹
۰.۰۱۱۴۲	۰.۰۰۱۵۹	-۰.۰۰۳۷	۱۰
۰.۰۰۵۸۳	-۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۴۴	۲۰
۰.۰۰۶۳۹	-۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۴۲	۳۰

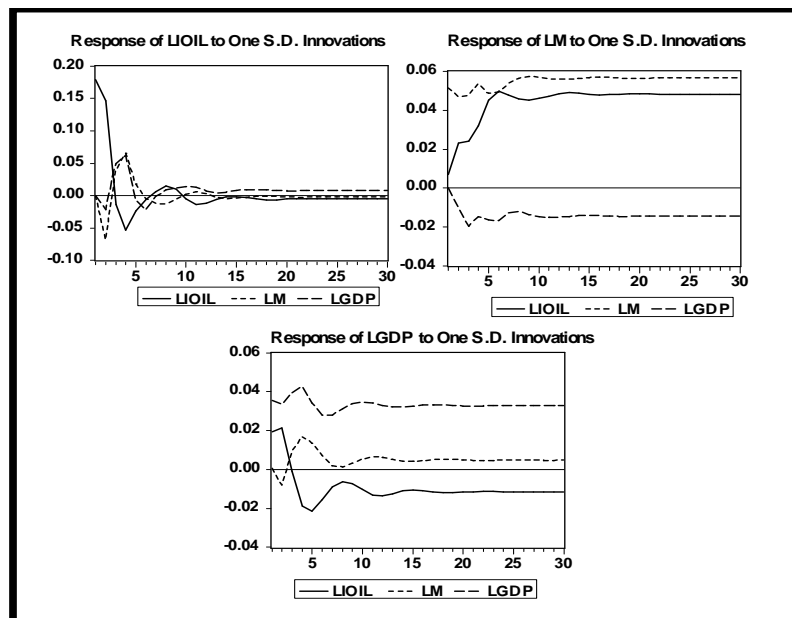
ادامه‌ی جدول ۵ - توابع عکس‌العمل تحریک در اثر تکانه‌ی یک انحراف معیار

تکانه به اندازه یک انحراف معیار در LM			دوره
LGDP	LM	LIOIL	
۰.۰۰۰۰	۰.۰۴۱۷۹	۰.۰۰۵۷۰	۱
-۰.۰۰۷۸	۰.۰۳۸۰	۰.۰۱۸۷	۲
-۰.۰۱۵۸	۰.۰۳۸۶۲	۰.۰۱۹۴۹	۳
-۰.۰۱۱۸	۰.۰۴۳۴۵	۰.۰۲۵۹۱	۴
-۰.۰۱۳۳	۰.۰۳۹۴۳	۰.۰۳۶۵۴	۵
-۰.۰۱۳۶	۰.۰۴۰۲۰	۰.۰۴۰۲۵	۶
-۰.۰۱۱۰	۰.۰۴۶۵۵	۰.۰۳۶۷۷	۹
-۰.۰۱۲۰	۰.۰۴۶۱۰	۰.۰۳۷۳۲	۱۰
-۰.۰۱۱۷	۰.۰۴۵۷۸	۰.۰۳۹۲۵	۲۰
-۰.۰۱۱۷	۰.۰۴۵۸۸	۰.۰۳۹۱۷	۳۰

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

تکانه به اندازه یک انحراف معیار در LGDP			دوره
LGDP	LM	LIOIL	
۰.۰۲۸۷	۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۵۷۲	۱
-۰.۰۲۷۱	-۰.۰۰۷	۰.۰۱۷۴۰	۲
۰.۰۳۲۰	۰.۰۰۷۷	-۰.۰۰۰۹	۳
۰.۰۳۴۷	۰.۰۱۳۷	-۰.۰۱۵۱	۴
۰.۰۲۷۷	۰.۰۱۱۰	-۰.۰۱۷۵	۵
۰.۰۲۲۷	۰.۰۰۵۹	-۰.۰۱۲۵	۶
۰.۰۲۷۵	۰.۰۰۲۶	-۰.۰۰۵۹	۹
۰.۰۲۸۱	۰.۰۰۴۳	-۰.۰۰۸۴	۱۰
۰.۰۲۶۴	۰.۰۰۳۹	-۰.۰۰۹۵	۲۰
۰.۰۲۶۶	۰.۰۰۳۹	-۰.۰۰۹۳	۳۰

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. تکانه‌ی به اندازه‌ی یک انحراف معیار 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 اثر مثبت بوده و این اثر در دوره‌ی ششم به اوج خود می‌رسد. تأثیر این تکانه بر روی خود نقدینگی نیز مثبت بوده که در دوره‌ی نهم به اوج می‌رسد. هم‌چنین تأثیر این تکانه بر روی متغیر GDP بسیار ناچیز و منفی است که بیش‌ترین اثر منفی در دوره‌ی ششم ملاحظه می‌شود. ثابت شدن متغیرها نیز برای متغیر درآمد نفتی از دوره‌ی هفتم، برای متغیر نقدینگی از دوره‌ی نهم و برای متغیر GDP از دوره‌ی نهم آغاز می‌شود.

تکانی به اندازه‌ی یک انحراف‌معیار در GDP بر روی درآمد نفتی، در دوره‌ی اول و دوم اثری مثبت و در دوره‌ی دوم بیش‌ترین اثر را دارد. اما در دوره‌های بعدی این اثر منفی شده است (بیش‌ترین اثر منفی در دوره‌ی پنجم ملاحظه می‌شود). هم‌چنین این تکانه بر روی نقدینگی به‌جز در دوره‌ی دوم دارای اثر مثبت بوده و در دوره‌ی پنجم به اوج خود می‌رسد. از سوی دیگر این تکانه بر GDP در تمام دوران‌ها دارای اثر مثبت بوده و در دوره‌ی چهارم به اوج خود می‌رسد. ثابت شدن متغیرها برای هر سه متغیر 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 بر روی خود و سپس بر GDP و نقدینگی دارد.

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

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

هم‌چنین اثرات تا دوره‌های میانی و زیر ۱۵ دوره مشاهده می‌شود. در نهایت ملاحظه می‌شود در ایران با این‌که شوک نفتی در دوره‌های ابتدایی بر روی نقدینگی مؤثر بوده، اما شوک پولی بر GDP اثر مثبت نداشته است. تأثیر شوک نفتی بر روی GDP، مثبت و در دوره‌ی چهارم به اوج خود می‌رسد.

۵-۲-۲- تجزیه واریانس^۱ (FEVDs)

در حالی‌که توابع عکس‌العمل تحریک اثر شوک یک متغیر درون‌زا را بر دیگر متغیرهای مدل VAR ترسیم می‌کند، تجزیه‌ی واریانس، تغییرات در یک متغیر درون‌زا را نسبت به شوک‌های متغیرهای درون‌زای دیگر تفکیک می‌کند، بنابراین تجزیه‌ی

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

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

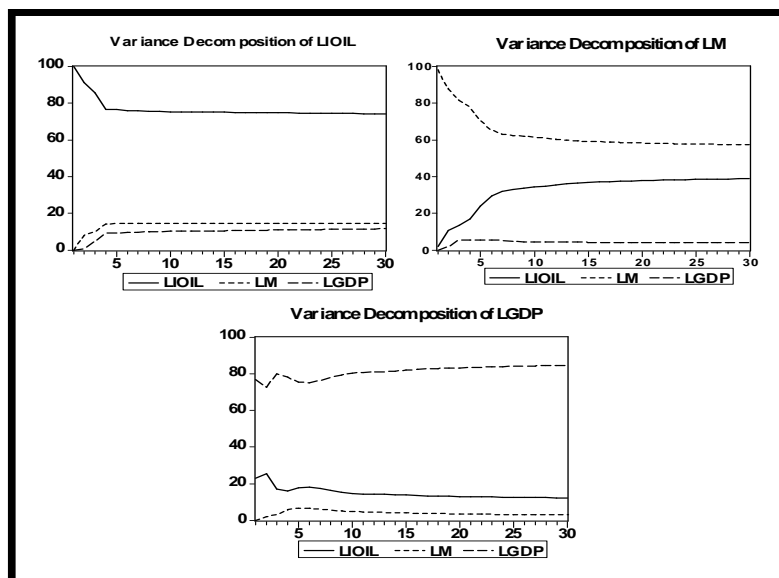
ادامه‌ی جدول ۶- توابع تجزیه‌ی واریانس

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

ادامه‌ی جدول ۶- توابع تجزیه‌ی واریانس

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

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 به ترتیب شوک درآمد نفتی و شوک نقدینگی توضیح می‌دهد، به طوری که در دوره‌ی اول از ۱۰۰ درصد نوسانات مربوط به شوک

پولی، ۹۸ درصد مربوط به شوک نقدینگی، ۲ درصد مربوط به شوک نفتی و صفر درصد مربوط به شوک GDP 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 به ترتیب توسط شوک نفتی و شوک نقدینگی توضیح داده می‌شود. به طوری که 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 در کوتاه‌مدت 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 به کارگیری 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 آن که 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. در نتیجه بهترین سیاست پولی در مواجهه 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 حجت‌الله 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 برداران؛ جلد اول و دوم؛ چاپ پنجم.
- ۹- عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۰)؛ اقتصاد سنجی مبنای 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 Journal 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.