

فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی / سال ششم / شماره ۲۳ / زمستان ۱۳۸۸ / صفحات ۹۰-۷۱

شناسایی تکانه‌های قیمت نفت، عرضه و تقاضای کل، در اقتصاد ایران، با استفاده از VAR ساختاری

عبدالناصر همتی

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران ahemmati@ut.ac.ir

علیرضا مبشرپور

کارشناس ارشد اقتصاد mobasherpoor@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۶/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۱۳

چکیده

این مقاله، اثرات پویای تکانه‌های قیمت نفت، عرضه و تقاضای کل بر تولید ناخالص داخلی و تورم در اقتصاد ایران را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. به این منظور از یک مدل عرضه و تقاضای کل برای شناسایی VAR ساختاری استفاده شده است. برخلاف تجزیه‌ی بلانچارد و کوا (مدل استاندارد)، روش مورد استفاده در این مقاله، همبستگی بین تکانه‌ی عرضه و تقاضا را صفر در نظر نمی‌گیرد. در این مطالعه از داده‌های فعلی مربوط به دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ - ۱۳۸۶:۴ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های درآمد نفت تنها در حدود نیم تا یک و نیم درصد تغییرات تولید را در اقتصاد ایران توضیح می‌دهند. اگر تکانه‌های تقاضا بر منحنی عرضه‌ی کل اثر داشته باشند؛ در کوتاه مدت، تکانه‌های تقاضا ۳۶ درصد واریانس خطای پیش‌بینی تولید را توجیه خواهند کرد. از سوی دیگر در بلندمدت تکانه‌های تقاضا در حدود ۷۲/۹ درصد تغییرات تورم را توضیح می‌دهند. هم‌چنین تجزیه‌های واریانس نشان می‌دهند که تکانه‌های عرضه، منبع اصلی نوسانات تولید در اقتصاد ایران هستند.

طبقه‌بندی JEL: E2, Q43, C1

کلیدواژه: تکانه‌های عرضه و تقاضای کل، تکانه‌ی قیمت نفت، VAR ساختاری، تجزیه‌ی بلانچارد و کوا، مدل AD-AS

۱- مقدمه

نوسانات قیمت نفت، منبع اصلی آشفتگی اقتصاد کشورهای تولید کننده‌ی وابسته به نفت، از جمله ایران است. افزایش ناگهانی قیمت نفت پس از سال ۱۹۷۳، اقتصاد ایران را دچار یک دگرگونی اساسی کرد، به طوری که سهم بخش نفت در درآمد ملی را نسبت به بخش‌های غیرنفت، به طور قابل توجهی افزایش داد. در این دوره، افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش ارزش پول ملی و به دنبال آن انقباض بخش‌های تجاری شد. این پدیده در ادبیات اقتصاد به عنوان بیماری هلندی^۱ شناخته می‌شود. در حال حاضر نیز بخش نفت بعد از بخش خدمات بالاترین سهم را در تولید ناخالص داخلی دارد. به طور نمونه سهم بخش نفت در تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری در سال ۱۳۸۶، در حدود ۲۸ درصد بوده است؛ در حالی که سهم بخش کشاورزی، صنعت و ساختمان، به ترتیب در حدود ۹/۳، ۱۸/۳ و ۵/۳ درصد بوده است. همچنین نزدیک به ۸۰ درصد درآمدهای صادراتی کشور و حداقل ۴۰ درصد بودجه دولت وابسته به درآمدهای نفتی است.^۲ با توجه به نوسانات قیمت نفت و نقش مهم آن در اقتصاد ایران، در این مقاله، شناسایی تکانه‌ی قیمت نفت از تکانه‌های^۳ عرضه و تقاضای کل و اثر آن بر تولید واقعی و تورم، مورد بررسی قرار گرفته است. به این منظور تکانه‌های ساختاری با الهام از مطالعه‌ی کاور و دیگران^۴(۲۰۰۵)، با استفاده از یک مدل عرضه و تقاضای کل و تحمیل محدودیت‌های کوتاه مدت و بلندمدت بر آن، شناسایی شده‌اند. همچنین برخلاف تجزیه‌ی استاندارد بلانچارد و کوا^۵(۱۹۸۹)، روش مورد استفاده در این مقاله، بین تکانه‌ی عرضه و تقاضا را صفر در نظر نمی‌گیرد. در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش نحوه‌ی شناسایی تکانه‌های ساختاری با استفاده از متداول‌ترین بلانچارد و کوا، مورد توجه قرار گرفته است. در ادامه با استفاده از یک مدل عرضه و تقاضای کل و تحمیل محدودیت‌های مختلف بر مدل، نحوه‌ی شناسایی تکانه‌های ساختاری توضیح داده می‌شود. در بخش سوم مقاله، مطالعات تجربی انجام

1- Dutch Disease , (Corden and Neary (1982) , Corden (1984) and van Wijnbergen (1984)).

2- نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی، سه ماهه‌ی چهارم ۱۳۸۷

3 - Shocks.

4- Cover et al.

5 -Blanchard & Quah.

گرفته به ویژه بر روی کشورهای صادرکننده‌ی نفت ارائه شده است. در بخش چهارم، مانایی^۱ داده‌های فصلی لگاریتم درآمد نفت، لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی و لگاریتم شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی برای دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۶:۴ و همچنین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR^۲ تعیین شده است. در بخش پنجم و ششم، با استفاده از توابع عکس العمل آنی^۳ (IRFs) و تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی^۴ (FEVDs)، نتایج تجزیه‌ی بلانچارد و کوا و تجزیه‌های مختلف بر اساس مدل AD-AS^۵ مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است.

۲ - VAR ساختاری با قید بلانچارد و کوا

برای شناسایی ارتباط بین تکانه‌های ساختاری و خطاهای مدل VAR، لازم است که اثرات پویای تکانه‌های ساختاری را بر روی خطاهای مدل VAR محدود کنیم. فرض کنید که y_t^* ، y_t و p_t ، به ترتیب بیان‌گر درآمد نفت، تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی باشند، بهطوری که بهاندازه‌ی کافی برای مانا شدن تفاضل‌گیری شده‌اند. حال مدل VAR سه متغیره‌ی زیر را در نظر بگیرید:

$$\begin{bmatrix} y_t^* \\ y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_0^* \\ y_0 \\ p_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & a_{13}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) & a_{23}(L) \\ a_{31}(L) & a_{32}(L) & a_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^* \\ y_t \\ p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_y^* \\ e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$a_{ij}(L) = \sum_{k=1}^n a_{ij}(k)L^k$$

دهنده‌ی عملگر وقفه، i معرف شماره‌ی معادله، j شماره‌ی متغیر حاضر در معادله و k تعداد وقفه‌ی مورد نظر برای سیستم است. خطاهای تصادفی معادله‌ی درآمد نفت (e_{yt})، تولید ناخالص داخلی (e_y^*) و سطح قیمت (e_{pt})، ترکیبی از تکانه‌های

1- Stationary.

2 -Vector Autoregressive.

3- Impulse Response Functions.

4 -Forecast Error Variance Decompositions.

5- Aggregate supply & Aggregate Demand.

ساختاری و این تکانه‌ها مسئول تغییرات y_t^* ، y_t و p_t هستند. فرض کنید که خطاهای رگرسیون فوق از طریق سه نوع تکانه‌ی مختلف با یکدیگر ارتباط دارند. به‌طوری‌که:

$$\begin{bmatrix} e_y^* \\ e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t \\ \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \quad (2)$$

از g_{ij} ، بیان گر اثر هم‌زمان تکانه‌ی j بر روی متغیر i و v_t و ε_t و η_t ، به‌ترتیب تکانه‌ی قیمت نفت، عرضه و تقاضاً کل را نشان می‌دهد. رابطه‌ی (2) را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Sigma_e = G \Sigma_s G' \quad (3)$$

Σ_e ، ماتریس واریانس کوواریانس خطاهای رگرسیون و Σ_s ، ماتریس واریانس کوواریانس تکانه‌های ساختاری را نشان می‌دهد. نه پارامتر ماتریس G ، به‌علاوه‌ی شش پارامتر ماتریس واریانس کوواریانس شوک‌های ساختاری مجھول است. تخمین مدل VAR، شش قید از ۱۵ قید مورد نیاز برای شناسایی دقیق شوک‌ها را ارائه می‌کند. هم‌چنین بر اساس تجزیه‌ی بلانچارد و کوا، خواهیم داشت:

$$\sigma_v^2 = \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_\eta^2 = 1$$

$$\sigma_{v\varepsilon} = \sigma_{v\eta} = \sigma_{\varepsilon\eta} = 0$$

از سوی دیگر به‌دلیل بروزنزا بودن قیمت نفت و به‌دنبال آن درآمدهای نفتی، می‌توان گفت که تکانه‌های عرضه و تقاضاً هیچ اثری بر روی درآمدهای نفتی نخواهند داشت، یعنی رابطه‌ی $g_{13} = g_{12} = 0$ برقرار است. حال اگر قید بلندمدت بلانچارد و کوا مبنی بر صفر بودن اثرات بلندمدت تکانه‌های تقاضاً بر روی تولید را به‌کار ببریم: خواهیم داشت؛

$$g_{23} [1 - a_{33}(1)] + g_{33} a_{23}(1) = 0 \Rightarrow g_{23} = \frac{-a_{23}(1)}{[1 - a_{33}(1)]} g_{33} \Rightarrow$$

$$g_{23} = \alpha(g_{33})$$

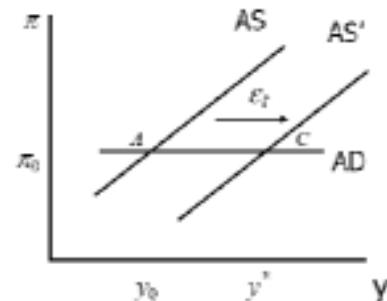
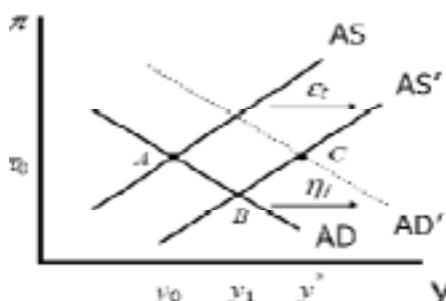
همچنین اگر قیود به دست آمده را در رابطه‌ی (۳) وارد کنیم رابطه‌ی بین خطاهای رگرسیون و تکانه‌های ساختاری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \text{var}(e_{y^*t}) &= (g_{11})^2 \\ \text{var}(e_{yt}) &= (g_{21})^2 + (g_{22})^2 + \alpha^2(g_{33})^2 \\ \text{var}(e_{pt}) &= (g_{31})^2 + (g_{32})^2 + (g_{33})^2 \\ \text{cov}(e_{y^*t}, e_{yt}) &= g_{11}g_{21} \\ \text{cov}(e_{y^*t}, e_{pt}) &= g_{21}g_{11} \\ \text{cov}(e_{yt}, e_{pt}) &= g_{21}g_{31} + g_{22}g_{32} + \alpha(g_{33})^2 \end{aligned}$$

بر اساس سیستم معادلات فوق، ماتریس G دقیقاً شناساً خواهد بود. قیدهای به کار رفته در روش بلانچارد و کوا در نگاه اول بی ضرر به نظر می‌رسند؛ اما واگونر و زا^۱ (۲۰۰۳) و همیلتون^۲ (۲۰۰۴)، نشان دادند که نرمال سازی‌های به کار رفته اثرات مهمی بر روی استنباط آماری دارند. در حقیقت پس از اعمال قیود بلانچارد و کوا، سیستمی از معادلات درجه‌ی دوم تشکیل می‌شود که در آن علائم پارامترهای g_{ij} قابل شناسایی نیستند. برای تبیین بهتر مطالب، یک مدل استاندارد AD-AS را در نظر بگیرید که بر اثر تکانه‌ی عرضه (ϵ_t)، منحنی عرضه‌ی کل، به سمت راست تغییر مکان یابد. (نمودار ۱). این تغییر مکان از نقطه‌ی A به C نمایش داده شده است؛ به گونه‌ای که تولید تعادلی (y)، افزایش و تورم (π) ثابت نگه داشته شده است. بر حسب فروض بلانچارد و کوا، این تغییر مکان منحنی عرضه‌ی کل از AS به 'AS' به تکانه‌ی عرضه نسبت داده می‌شود. در این حالت منحنی تقاضای کل باقیستی از کشش بسیار بالایی برخوردار باشد. از سویی دیگر، تغییر مکان از نقطه‌ی A به C را می‌توان از طریق تجزیه‌ی دیگری توضیح داد. همان‌طور که در نمودار (۲) نشان داده شده است، در اثر تکانه‌ی عرضه (ϵ_t)، منحنی عرضه‌ی کل AS به 'AS' و نقطه‌ی تعادل از A به B جابه‌جا شده است، حال اگر تکانه‌های عرضه و تقاضای کل به طور کامل با یکدیگر همبسته باشند، از طریق

1- Waggoner & Zha.
2 - Hamilton.

تکانه‌ی تقاضا (η_t), منحنی تقاضای کل از AD به AD' جابه‌جا خواهد شد؛ به طوری که نقطه‌ی تعادلی در نهایت نقطه‌ی C خواهد بود. بنابراین می‌توان گفت که مقاله‌هایی که از متداول‌ترین بلاتچارد و کوا استفاده می‌کنند، در می‌یابند که تکانه‌های تقاضا نقش کمی را در نوسانات فعالیت‌های واقعی اقتصاد بازی می‌کنند. حال اگر تغییر مکان منحنی عرضه کل ناشی از تکانه‌های تقاضای کل باشد، فرض غیرهمبسته بودن تکانه‌های عرضه و تقاضای کل غیرقابل قبول می‌شود. به عنوان مثال، در یک مدل بهینه یابی بین دوره‌ای، یک افزایش موقتی در تقاضا منجر به واکنش مثبت عرضه خواهد شد، به‌طوری که کارفرمایان نسبت به افزایش موقتی در دستمزدهای واقعی عکس‌العمل نشان می‌دهند. مدل‌های نئوکینزنی‌ها، دلایلی را ارائه می‌کنند که در آن‌ها شوک‌های عرضه و تقاضای کل همبسته هستند. این مدل‌ها نشان می‌دهند که در واکنش به تکانه‌ی مثبت تقاضا، بیش‌تر بنگاه‌ها تولید را بیش‌تر از قیمت افزایش می‌دهند.



۱-۱-۲- مدل $AS-AD$ با تجزیه‌های مختلف

روش دیگر شناسایی تکانه‌های ساختاری، تصريح مدل $AS - AD$ است. ارائه شده توسط کاور و دیگران (۲۰۰۵) است. مدل ساده $AS - AD$ زیر را در نظر بگیرید :

$$\Delta y_t^S = E_{t-1} \Delta y_t + \alpha(\Delta p_t - E_{t-1} \Delta p_t) + \varepsilon_t + \gamma v_t \quad \alpha > 0 \quad (5)$$

$$\Delta y_t^d + \Delta p_t = E_{t-1} (\Delta y_t^d + \Delta p_t) + \eta_t \quad (6)$$

$$y_t^d = y_t^S \quad (7)$$

در این مدل $E_t - \Delta p_t$ و $E_{t-1} \Delta y_t$ ، به ترتیب بیان‌گر تغییرات تولید و سطح قیمت در دوره‌ی t هستند که بر اساس انتظارات در دوره‌ی $t-1$ شکل گرفته‌اند. معادله‌ی (۵) بیان‌گر منحنی عرضه‌ی کل لوکاس^۱ (۱۹۷۲) است، به طوری که اگر دوره‌ی $t-1$ را به عنوان دوره‌ی تعادل اولیه در نظر بگیریم، نشان می‌دهد که تولید دوره‌ی جاری، به میزانی متناسب با افزایش سطح قیمت واقعی، نسبت به سطح انتظاری آن از مقدار تعادلی اولیه‌ی خود افزایش خواهد یافت. همچنین ϵ_t (تکانه‌ی خالص عرضه) و η_t (تکانه‌ی درآمد نفت) عدم اطمینان ما نسبت به جایگاه و موقعیت دقیق منحنی عرضه‌ی کل را در هر لحظه‌ای از زمان آینده نشان می‌دهد. معادله‌ی (۶)، بیان‌گر معادله‌ی تقاضای کل است، که در آن تقاضای اسمی کل برابر با مقدار مورد انتظار آن، به علاوه‌ی جزء نامعین و تصادفی تقاضا (η_t) است. معادلات (۵) تا (۷) به روشنی یک مدل ساده شده از کل اقتصاد را نشان می‌دهند. ارتباط بین خطاهای VAR و تکانه‌های ساختاری مدل AS - AD، ماتریس G را به صورت زیر نمایش می‌دهد:

$$\begin{bmatrix} e_{yt}^* \\ e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & \circ & \circ \\ \frac{\gamma}{(1+\alpha)} & \frac{1}{(1+\alpha)} & \frac{\alpha}{(1+\alpha)} \\ \frac{-\gamma}{(1+\alpha)} & \frac{-1}{(1+\alpha)} & \frac{1}{(1+\alpha)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t \\ \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \quad (8)$$

به منظور شناسایی دقیق تکانه‌های ساختاری بر اساس مدل AS - AD، بایستی قیود $g_{11} = 1$ ، $\sigma_{\eta_t} = 0$ و قید بلندمدت بلانچارد و کوا، بر سیستم تحمیل شود. همچنین باید توجه داشت که تکانه‌های عرضه، به اندازه‌ی γ درصد با درآمدهای نفتی همبستگی دارند. و هیچ قیدی بر روی ارتباط هم‌زمان تکانه‌های درآمد نفت و تقاضای کل و تکانه‌های عرضه و تقاضا تحمیل نشده است. به عبارت دیگر تجزیه‌های به کار رفته این امکان را ایجاد می‌کنند که داشته باشیم:

$$E(v_t, \eta_t) = \sigma_{v\eta} \neq 0$$

$$E(\varepsilon_t, \eta_t) = \sigma_{\varepsilon\eta} \neq 0$$

۱-۱-۲- تغییر مکان منحنی تقاضای کل به علت شوک‌های عرضه

فرض کنید که δ_{1t} ، δ_{2t} و δ_{3t} ، هر سه به طور مستقل و یکسان از یکدیگر توزیع شده و به صورت دو به دو با یکدیگر غیرهمبسته‌اند. همچنین متعامد سازی^۱ به گونه‌ای است که ارتباط بین این تکانه‌ها و تکانه‌های ساختاری به صورت زیر شکل گرفته است:

$$\begin{aligned} v_t &= \delta_{1t} \\ \varepsilon_t &= \delta_{2t} \\ \eta_t &= c_1 v_t + c_2 \varepsilon_t + \delta_{3t} \end{aligned} \quad (9)$$

c_1 ، ضریب رگرسیون $\eta_t = \sigma_{v\eta} / \sigma_v$ بر روی v_t ($c_1 = \sigma_{v\eta} / \sigma_v$) و c_2 ضریب رگرسیون $\eta_t = \sigma_{\eta\varepsilon} / \sigma_\varepsilon$ بر روی ($c_2 = \sigma_{\eta\varepsilon} / \sigma_\varepsilon$) می‌باشد. بر اساس معادلات (۹)، تکانه‌های درآمد نفت و عرضه با یکدیگر متعامد هستند، به گونه‌ای که $E[v_t \varepsilon_t] = E[\delta_{1t} \delta_{2t}] = 0$ برقرار می‌باشد. علاوه بر این، یک تکانه‌ی خالص در تقاضای کل، هیچ اثر هم‌زمانی بر روی v_t و یا ε_t نخواهد داشت؛ به عبارت دیگر، رابطه‌ی $E[v_t \delta_{3t}] = E[\varepsilon_t \delta_{3t}] = 0$ برقرار است. از طرف دیگر، بر اساس این نوع تجزیه، تکانه‌ی درآمد نفت و عرضه به طور هم‌زمان تغییر مکان منحنی تقاضای کل را سبب می‌شوند.

بایستی توجه داشت که در این نوع متعامد سازی، اجزای ماتریس به دست آمده از معادله‌ی (۹)، با اجزای تخمین زده شده ماتریس G در معادله‌ی (۳) به طور متناظر برابرند.

۱-۲- عدم تغییر مکان منحنی تقاضای کل به علت شوک عرضه

فرض کنید متعامد سازی به گونه‌ای است که تکانه‌ی عرضه هیچ اثری بر روی تقاضای کل ندارد، یعنی:

$$\begin{aligned} v_t &= \delta_{1t} \\ \varepsilon_t &= \delta_{2t} + c_3 \delta_{3t} \\ \eta_t &= c_1 v_t + \delta_{3t} \end{aligned} \quad (10)$$

به‌طوری‌که c_1 ، ضریب رگرسیون η_t بر روی v_t و $c_3 = \sigma_{v\eta} / \sigma_v^2$ بروی η_t است. بر اساس معادلات (۱۰)، منحنی تقاضای کل در واکنش، به تکانه‌ی درآمد نفت و تکانه‌ی خالص در تقاضاً، تغییر مکان می‌دهد. هم‌چنین یک تکانه‌ی خالص عرضه (δ_{2t})، هیچ اثر هم‌زمانی بر روی تقاضای کل نخواهد داشت. علاوه بر این، یک تکانه‌ی خالص در تقاضاً و عرضه‌ی کل، هیچ اثر هم‌زمانی بر روی v_t ندارد، به عبارت دیگر، رابطه‌ی $E[v_t \delta_{2t}] = E[v_t] \delta_{2t}$ برقرار است. بدیهی است که، اقتصادانان نوکلاسیک، به‌دلیل این‌که شوک‌های تقاضاً اثربروی عرضه کل ندارند. تجزیه‌ی بلانچارد و کوا را ترجیح می‌دهند. از سوی دیگر، اقتصادانان نوکینزی جنبه‌های دیگری از تجزیه مانند معادله‌ی (۱۰) را ترجیح می‌دهند.

۳- مطالعات تجربی

بسیاری از مطالعات انجام گرفته بر روی کشورهای واردکننده‌ی نفت نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت سبب کاهش تولید و افزایش تورم در دهه‌ی ۱۹۷۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ بوده است.^۲ از سوی دیگر بسیاری از مطالعات انجام گرفته برای بررسی اثر تکانه‌های نفتی بر روی عملکرد اقتصاد کلان، مدل‌های VAR را در چارچوب یک سیستم بازگشتی جهت شناسایی تکانه‌ها به کار برده‌اند. (همان‌گونه که سیمز سال ۱۹۸۰ آن را به‌طور اساسی به کار برد).

مهرآرا و اسکویی (۱۳۸۵)، اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر روی متغیرهای اقتصادی را با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه، به منظور شناسایی تکانه‌های ساختاری، از روش محدودیت‌های بلندمدت بلانچارد و کوا استفاده و نتایج حاصل از برآورده مدل برای ایران، با سه کشور صادرکننده‌ی نفت (اندونزی، کویت و عربستان سعودی) که شرایط اقتصادی مشابهی دارند، مقایسه شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که درجه‌ی

1- $\sigma_{\varepsilon\eta} = \sigma_{\varepsilon\delta_{2t}} = c_3 \text{ var}(\delta_{2t})$.

2- Kim & Loughani(1992);Taton(1988);Mork(1994);Hooker(1996).

برونزایی قیمت نفت در عربستان سعودی و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر است. هم‌چنین تکانه‌ی قیمت نفت، مهم‌ترین منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی و واردات در عربستان و ایران است، در حالی که در اندونزی و کویت، تکانه‌ی واردات، اصلی‌ترین منبع تغییرات این دو متغیر محسوب می‌شود. به عبارت دیگر وابستگی و آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به درآمدهای نفتی، به ترتیب در عربستان سعودی و ایران بیش‌تر از دو کشور دیگر است. نتایج مذکور را می‌توان به سیاست‌های اقتصادی صحیح دو کشور اندونزی و کویت و بهویژه به استفاده از ساز و کار صندوق ذخیره‌ی ارزی در کویت نسبت داد.

هافمستر و رولدوس^۱ (۱۹۹۷)، ادوار تجاری در امریکای لاتین و آسیا را براساس یک الگوی ساختاری با استفاده از رویکرد بلانچارد کوا، مورد مقایسه قرار می‌دهند. شواهد حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که منبع اصلی نوسانات تولید حتی در کوتاه‌مدت تکانه‌های طرف عرضه مانند بهره‌وری (اصلاحات ساختاری) و عرضه‌ی نیروی کار است.

جرنلند^۲ (۲۰۰۰)، اثرات پویای تکانه‌های قیمت نفت، عرضه و تقاضا را بر تولید ناخالص داخلی و بیکاری در کشورهای آلمان، انگلستان، نروژ و امریکا، مورد بررسی قرار داد. نتایج به دست آمده از این تحقیق حاکی از آن است که برای همهی کشورها به جز نروژ، یک تکانه‌ی قیمتی نفت، اثر منفی کوتاه‌مدت بر تولید دارد. علاوه بر آن، اثر منفی بلند مدت (۱۰ ساله) بر تولید آمریکا دارد. برای آلمان، انگلستان و آمریکا، تکانه‌ی قیمت نفت در سال ۱۹۷۴-۱۹۷۳، نقش زیادی را در توضیح کسادی اواسط دهه‌ی ۱۹۷۰ بازی می‌کند، در صورتی که کسادی تجربه شده در اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰، عمدتاً به علت تکانه‌های عرضه و تقاضا در این کشورها بوده است.

آل‌مولا و آدیجمو^۳ (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های فصلی و متدهای VAR، اثر تکانه‌های قیمت نفت بر روی تولید، تورم، نرخ ارز واقعی و عرضه‌ی پول برای نیجریه را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نتیجه گرفتند که تکانه‌های قیمت نفت، تولید و تورم را تحت

1 -Haffmaiste and Roldos.

2- Björnland.

3- Olomola and Adejumo.

تأثیر قرار نمی‌دهند؛ اگر چه به طور معناداری نرخ ارز واقعی را متأثر می‌کنند. به عبارت دیگر تکانه‌ی قیمت نفت از طریق اثر ثروتی که در اقتصاد ایجاد می‌کند سبب کاهش نرخ ارز واقعی، تشدید بیماری هلنی و افزایش عرضه‌ی پول در بلندمدت می‌شود. فرzanegan و Markin ورت^۱ (۲۰۰۷)، با به کار بردن روش VAR، ارتباط پویا بین تکانه‌های نامتقارن قیمت نفت و متغیرهای عمده‌ی اقتصاد کلان ایران را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نتیجه گرفتند که افزایش (کاهش) قیمت‌های نفت، اثر مثبت (منفی) معنی داری بر روی تولیدات صنعتی دارد. به علاوه واکنش تورم به هر نوعی از تکانه‌های قیمت نفت مثبت و معنی دار است.

هیوسین و همکاران^۲ (۲۰۰۸)، اثر تکانه‌های قیمت نفت را بر روی چرخه^۳ اقتصادی کشورهای صادرکننده‌ی نفت مورد بررسی قرار دادند. تجزیه و تحلیل پانل^۴ VAR و توابع واکنش نشان دادند که در کشورهایی که بخش نفت، سهم بزرگی از اقتصاد را تشکیل می‌دهد، تغییرات قیمت نفت چرخه‌ی اقتصاد را تنها از طریق سیاست مالی تحت متأثر می‌کند. همچنین در صورتی که سیاست مالی دارای ثبات باشد، تکانه‌های قیمت نفت اثر مستقل معنی داری بر روی چرخه‌ی اقتصاد نخواهد داشت.

۴- بررسی داده‌ها

به منظور تخمین مدل AD - AS، داده‌های تولید ناخالص داخلی، درآمد نفت و شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی برای دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۶:۴ از آمارهای فصلی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. به عنوان اولین مرحله از روش بلانچارد و کوا، با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد ADF^۵، به بررسی مانایی لگاریتم درآمد نفت (lio)، تولید ناخالص داخلی واقعی (lyr) و شاخص ضمنی تولید (lippi) می‌پردازیم. بر اساس جدول، یک آماره‌ی آزمون ADF، فرض وجود ریشه‌ی واحد را برای هر سه متغیر، در تمام سطوح معنی داری رایج رد نمی‌کند؛ اما وجود ریشه‌ی واحد را برای تفاضل

1 - Farzanegan and Markwardt.

2- Husain et al.

3 - Cycle.

4- Panel.

5- Augmented Dickey-Fuller.

مرتبه‌ی اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی و درآمد نفت رد می‌کند. همچنین وجود ریشه‌ی واحد برای تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی رد نمی‌شود. با توجه به این که متغیرهای به کار رفته در مدل VAR ساختاری بایستی مانا باشند، از این‌رو براساس نتایج به دست آمده، تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم درآمد نفت و تولید ناخالص داخلی واقعی و تفاضل مرتبه‌ی دوم شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی را در سیستم VAR وارد می‌کنیم.

جدول ۱- آزمون ریشه‌ی واحد با وجود عرض از مبدأ در مدل

متغیر	lio	d(lio)	Lyr	d(lvr)	lppi	d(lppi)	D(lppi,2)
آماره‌ی ADF	۰.۴۷۵	-۳.۱۴۲	۰.۴۷۵	-۸.۹۸	-۲.۲۹۵	-۱.۸۷	-۱۱.۰۸

کمیت بحرانی آماره‌ی آزمون ADF در سطح معنی داری ۵٪ برابر با ۲/۹۰ است. طول وقفه‌ی آماره‌ی ADF مبتنی بر معیار شوارتز تعديل شده است.

برای تعیین وقفه‌ی بهینه سیستم، معیارهای اطلاعاتی آکائیک^۱ (AIC)، شوارز^۲ (SC)، حنان کوئین^۳ (HQ) و همچنین آزمون نسبت درستنمایی تعديل شده^۴ سیمز(LR) تا ۱۰ وقفه برای سیستم محاسبه شده است (جدول ۲).

با توجه به تعداد مشاهدات و داشتن مدلی صرفه جو^۵، وقفه‌ی سه در مدل وارد شده شده است. همچنین برای تعديل فصلی متغیرها از متغیرهای مجازی (s_1 , s_2 و s_3) در مدل استفاده شده است. از آنجایی که سیستم VAR رنمی‌توان مشابه سیستم معادلات ساختاری تفسیر و تحلیل کرد، این‌کار را با استفاده از توابع واکنش آنی و تجزیه‌های واریانس خطای پیش‌بینی انجام می‌دهیم.

1- Akaike.

2 -Schwarz.

3- Hannan – Quinn.

4 -Sequential modified LR test statistic.

5- Parsimonious.

جدول ۲- تعیین وقفه‌ی بهینه

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOG(IO) DLOG(YR) DLOG(PPI,2)

Exogenous variables: C S1 S2 S3

Sample: 1370Q1 1386Q4

Included observations: 68

Lag	LogL	LR	AIC	SC	HQ
۰	۲۱۸,۱۸۳۸	-	-۶,۰۶۴۲۲۹	-۰,۶۷۲۰۰۱	-۰,۹۰۰۳۴
۱	۲۳۸,۵۸۴۹	۳۶,۶۰۱۹۸	-۶,۳۹۹۰۰۶	-۰,۷۱۴۱۱۹*	-۶,۱۲۷۹۶۵
۲	۲۵۰,۹۷۷۱	۲۱,۱۳۹۶۹	-۶,۴۹۹۳۲۷	-۰,۵۲۰۱۳۲	-۶,۱۱۱۳۴
۳	۲۷۲,۳۲۷۱	۳۴,۵۳۶۶۸	-۶,۸۶۲۰۶۱	-۰,۰۸۹۶۰۸	-۶,۳۵۸۱۷۸*
۴	۲۷۹,۰۳۶۸	۱۰,۲۶۱۹۶	-۶,۷۹۵۲	-۰,۲۲۸۴۸۹	-۶,۱۷۴۴۲۱
۵	۲۹۰,۹۴۶۷	۱۷,۱۶۴۲۵	-۶,۸۸۰۷۸۰	-۰,۰۲۰۳۱۶	-۶,۱۴۳۶۱
۶	۲۹۶,۳۳۱۶	۷,۲۸۵۴۹۹	-۶,۷۷۴۴۶	-۴,۶۲۰۲۳۲	-۰,۹۲۰۸۸۹
۷	۳۱۰,۹۷۷۳	۱۸,۰۵۲۲۴۲	-۶,۹۴۰۵۰۸	-۴,۴۹۲۵۰۲۱	-۰,۹۷۰۵۴۱
۸	۳۱۵,۶۶۸۳	۵,۵۱۸۸۶۵	-۶,۸۱۳۷۷۴	-۴,۰۷۲۰۰۲۹	-۰,۷۲۷۴۱
۹	۳۳۸,۴۳۶۶	۲۴,۷۷۷۷۲۶*	-۷,۲۱۸۷۲۳	-۴,۱۸۳۲۲	-۶,۰۱۵۹۶۴
۱۰	۳۵۰,۱۶۸۱	۱۱,۷۳۱۰۴	-۷,۲۹۹۰۶۳*	-۳,۹۶۹۸۰۱	-۰,۹۷۹۹۰۷

* indicates lag order selected by the criterion

منبع : نتایج تحقیق

۵- نتایج تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی

جدول (۳)، تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی را بر اساس تجزیه‌ی بلانچارد و کوا (مدل AD-AS با علیت از عرضه به تقاضا) نشان می‌دهد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تکانه‌ی درآمد نفت، عرضه و تقاضا، بهترتبی در کوتاه مدت در حدود $0/43$ ، $93/9$ و $6/3$ درصد و در بلندمدت در حدود $1/52$ ، $1/5$ و $4/5$ درصد تغییرات تولید را توضیح می‌دهند؛ به گونه‌ای که نقش ناچیز تکانه‌ی درآمد نفت و تقاضا در توضیح تغییرات تولید به وضوح مشخص است. از سوی دیگر تکانه‌های تقاضا، در کوتاه مدت و بلندمدت بیش از ۸۰ درصد تغییرات تورم را در همه‌ی افق‌های زمانی توضیح می‌دهند.

جدول (۴)، تجزیه‌ی واریانس خطای پیش بینی را براساس مدل AD-AS، با علیت از تقاضا به عرضه نشان می‌دهد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تکانه‌ی درآمد نفت، عرضه و تقاضا بهترتبی در کوتاه مدت در حدود $0/43$ ، $63/5$ و $36/1$ درصد و در بلندمدت $1/52$ ، $75/7$ و $22/7$ تغییرات تولید را توضیح می‌دهند. در رابطه با تورم، نتایج

نشان می‌دهد که تکانه‌ی درآمد نفت، عرضه و تقاضا، به ترتیب ۳/۶، ۴۹ و ۵۳/۴ تغییرات کوتاه مدت و ۲۵/۱ و ۷۲/۹ تغییرات بلندمدت تورم را توضیح می‌دهند.

جدول ۳- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی براساس تجزیه‌ی بلانچارد و کوا (مدل AD-AS با علیت از عرضه به تقاضا)

افق زمانی (فصلی)	تغییرات تورم به علت				تغییرات تورم به علت			
	تکانه نفت	تکانه عرضه	تقاضا	تکانه نفت	تکانه عرضه	تقاضا	تکانه عرضه	تقاضا
۱	۰,۴۳%	۹۳,۳۱%	۶,۲۶%	۳,۶۲%	۱۰,۶۶%	۸۰,۷۷%		
۲	۱,۶۶%	۹۳,۱۰%	۰,۲۴%	۴,۹۳%	۱۷,۹۶%	۷۷,۱۱%		
۳	۲,۶۳%	۸۹,۳۸%	۷,۹۸%	۴,۶۲%	۱۷,۶۲%	۷۷,۷۷%		
۴	۲,۷۵%	۸۸,۰۰%	۹,۲۵%	۴,۰۱%	۱۴,۷۷%	۸۱,۲۲%		
۸	۲,۴۴%	۸۸,۵۷%	۸,۹۹%	۲,۹۱%	۱۶,۲۰%	۸۰,۸۹%		
۱۲	۲,۱۲%	۹۰,۰۵%	۷,۳۳%	۲,۲۷%	۱۶,۳۲%	۸۱,۴۱%		
۱۶	۱,۸۷%	۹۲,۰۴%	۶,۰۰%	۱,۸۰%	۱۶,۱۶%	۸۱,۹۸%		
۲۰	۱,۶۷%	۹۳,۱۱%	۰,۲۱%	۱,۰۶%	۱۶,۰۱%	۸۲,۴۳%		
۲۴	۱,۰۲%	۹۳,۹۳%	۴,۰۵%	۱,۳۵%	۱۰,۹۱%	۸۲,۷۴%		

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۴- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی براساس مدل AD-AS، با علیت از تقاضا به عرضه

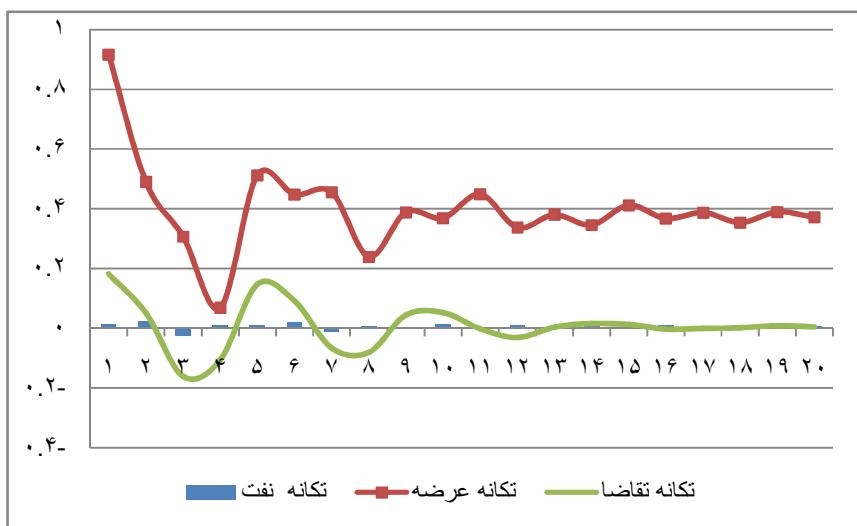
افق زمانی (فصلی)	تغییرات تورم به علت				تغییرات تورم به علت			
	تکانه نفت	تکانه عرضه	تقاضا	تکانه نفت	شوک نفت	شوک عرضه	شوک تقاضا	
۱	۰,۴۳%	۶۳,۴۹%	۳۶,۰۸%	۳,۶۲%	۴۳,۰۱%	۵۳,۳۷%		
۲	۱,۶۶%	۶۵,۰۱%	۳۳,۳۳%	۴,۹۳%	۴۹,۲۵%	۴۰,۸۲%		
۳	۲,۶۳%	۶۷,۵۰%	۲۹,۸۶%	۴,۱۳%	۵۴,۴۶%	۴۱,۴۰%		
۴	۲,۷۵%	۶۷,۲۰%	۳۰,۰۶%	۳,۶۲%	۴۸,۷۳%	۴۷,۶۵%		
۸	۲,۴۴%	۶۸,۲۹%	۲۹,۲۷%	۳,۱۸%	۴۱,۰۰%	۵۰,۷۷%		
۱۲	۲,۱۲%	۷۰,۸۲%	۲۷,۰۵%	۲,۷۹%	۳۵,۰۶%	۶۱,۶۵%		
۱۶	۱,۸۷%	۷۲,۹۱%	۲۰,۲۲%	۲,۴۶%	۳۱,۳۰%	۶۶,۲۵%		
۲۰	۱,۶۷%	۷۴,۵۲%	۲۳,۸۰%	۲,۱۹%	۲۷,۸۷%	۶۹,۹۳%		
۲۴	۱,۰۲%	۷۵,۷۵%	۲۲,۷۳%	۱,۹۸%	۲۵,۱۲%	۷۲,۹۰%		

منبع: نتایج تحقیق

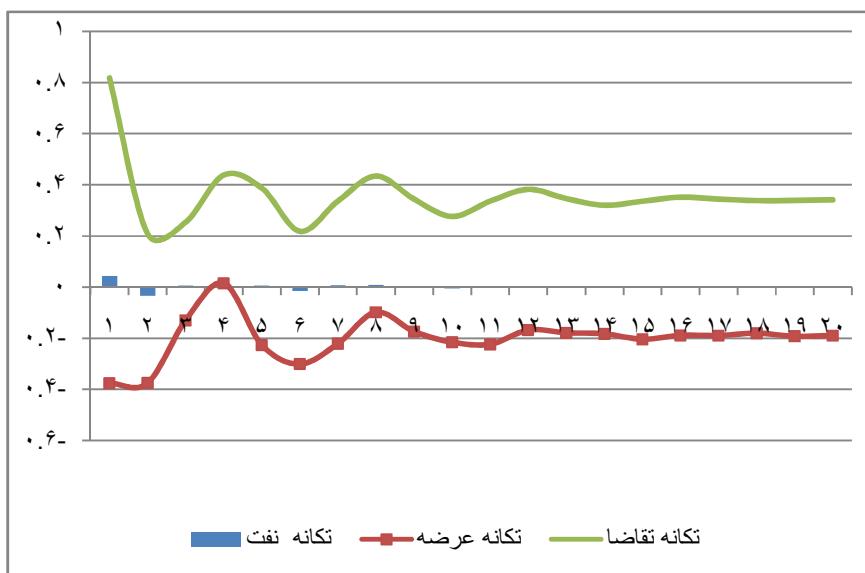
۶- نتایج توابع واکنش آنی

نمودار (۳) و (۴)، واکنش تولید و تورم را به تکانه‌های ساختاری ۱٪ بر اساس مدل AD-AS، با علیت از عرضه به تقاضا نشان می‌دهند. نمودار (۳)، نشان می‌دهد که تکانه‌ای به اندازه‌ی ۱٪ در درآمد نفت، اثر بسیار ناچیزی بر روی تولید در همه‌ی افق‌های زمانی دارد. هم‌چنین، تکانه‌ای به اندازه‌ی ۱٪ در عرضه و تقاضا، بهترتبه y_t (تولید واقعی) را در حدود $0.92/0.18$ و $y_{t+1}/0.05$ را در حدود $0.49/0.05$ و y_{t+2} را در $0.16/0.31$ و درصد تغییر می‌دهد. در افق زمانی بلندمدت، اثر تکانه‌ی عرضه در هر دوره بر روی تولید در حدود $0.38/0.40$ و درصد تغییر می‌دهد. در افق زمانی بلندمدت، اثر تکانه‌ی تقاضا بسیار ناچیز است. هم‌چنین نمودار (۴) نشان می‌دهد که تکانه‌ای به اندازه‌ی ۱٪ در درآمد نفت، عرضه و تقاضای کل، بهترتبه تورم (Δp_t) را در حدود $0.38/0.40$ و $0.82/0.80$ درصد تغییر می‌دهد. در افق زمانی بلندمدت، اثر تکانه‌ی عرضه در هر دوره بر روی تورم در حدود $0.18/0.18$ و درصد و اثر تکانه‌ی تقاضا در حدود $0.34/0.34$ درصد است.

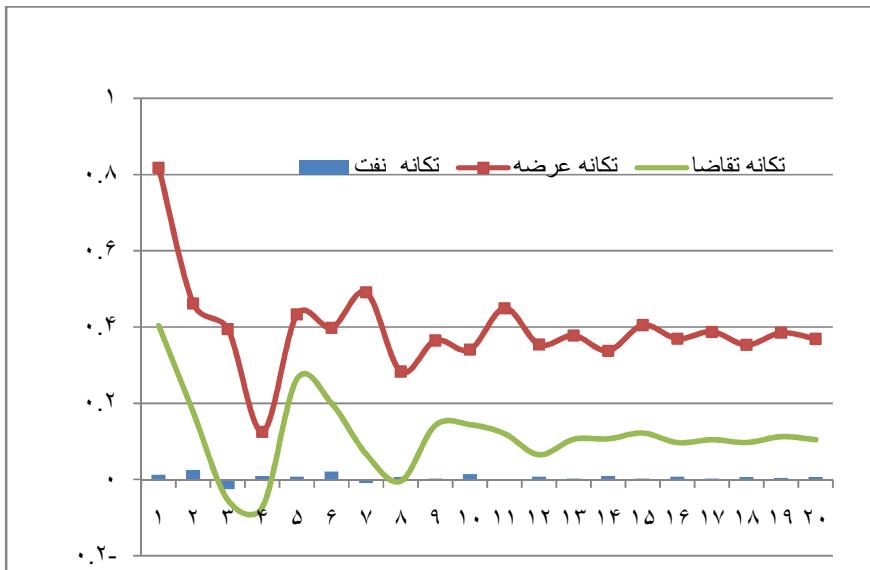
نمودار (۵) و (۶)، واکنش تولید و تورم را به تکانه‌های ساختاری ۱٪، بر اساس مدل AD-AS، با علیت از تقاضا به عرضه نشان می‌دهند. نمودار (۵)، نشان می‌دهد که تکانه به اندازه‌ی ۱٪ در درآمد نفت، اثر بسیار ناچیزی بر روی تولید در همه‌ی افق‌های زمانی دارد. هم‌چنین، تکانه به اندازه‌ی ۱٪ در عرضه و تقاضا، بهترتبه y_t را در حدود $0.82/0.40$ و درصد تغییر می‌دهد. در افق زمانی بلندمدت، اثر تکانه‌ی عرضه در هر دوره بر روی تولید در حدود $0.37/0.40$ درصد و اثر تکانه‌ی تقاضا در حدود $0.11/0.10$ درصد است. هم‌چنین نمودار (۶) نشان می‌دهد که تکانه‌ای به اندازه‌ی ۱٪ در درآمد نفت، عرضه و تقاضای کل بهترتبه تورم را در حدود $0.82/0.80$ و $0.60/0.60$ درصد تغییر می‌دهند. در افق زمانی بلندمدت، اثر تکانه‌ی عرضه در هر دوره بر روی تورم، منفی و اندک و اثر تکانه‌ی تقاضا در حدود $0.24/0.24$ درصد است.



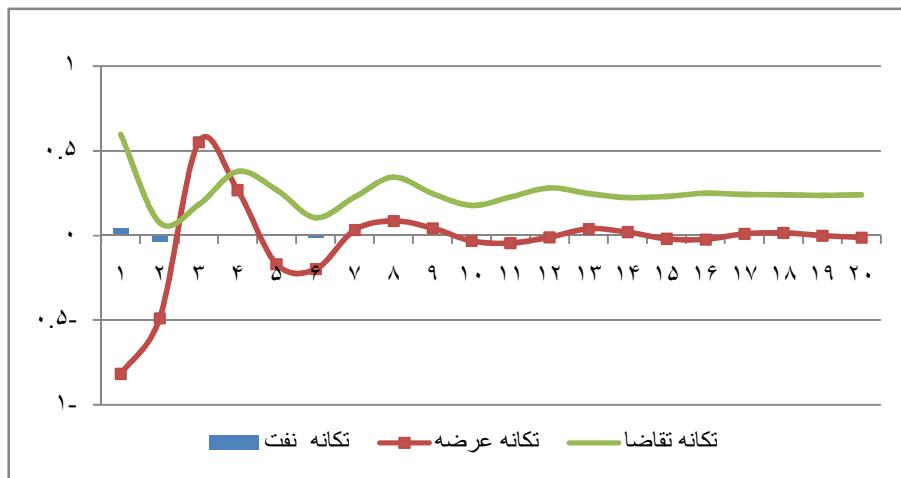
نمودار ۳ - واکنش تولید به تکانه‌های ساختاری ۱٪ (مدل AD-AS با علیت از عرضه به تقاضا)



نمودار ۴ - واکنش تورم به تکانه‌های ساختاری ۱٪ (مدل AD-AS با علیت از عرضه به تقاضا)



نمودار ۵- واکنش تولید به تکانه‌های ساختاری ۱٪ (مدل AD-AS با علیت از تقاضا به عرضه)



نمودار ۶- واکنش تورم به تکانه‌های ساختاری ۱٪ (مدل AD-AS با علیت از تقاضا به عرضه)

در نهایت براساس تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی و توابع واکنش آنی، نتایج زیر قابل استخراج‌اند:

- ۱) همانند نتایج به‌دست آمده برای بسیاری از کشورهای صادرکننده‌ی نفت، سهم تکانه‌های درآمد نفت در رشد تولید در اقتصاد ایران بسیار ناچیز است. به عبارت دیگر، فرآیند تبدیل ثروت نفت به توسعه‌ی رشد اقتصادی انجام نگرفته است.
- ۲) تکانه‌ی عرضه منبع اصلی تغییرات کوتاه مدت و بلندمدت تولید در اقتصاد ایران می‌باشد؛ به‌طوری‌که براساس تجزیه‌های مختلف در حدود ۶۴٪ تا ۹۳٪ تغییرات کوتاه مدت و ۷۶٪ تا ۹۴٪ تغییرات بلندمدت تولید را توضیح می‌دهد.
- ۳) تکانه‌ی تقاضا بر اساس تجزیه‌های مختلف در حدود ۵۳٪ تا ۸۶٪ تغییرات کوتاه مدت و ۷۳٪ تا ۸۳٪ تغییرات بلندمدت تورم را توضیح می‌دهد.
- ۴) در کوتاه مدت شب منحنی عرضه‌ی کل بیش‌تر از شب منحنی تقاضای کل می‌باشد؛ به‌طوری‌که تکانه‌های طرف تقاضا سبب افزایش تورم به نسبت بیش‌تری از تولید شده است. هم‌چنین، تکانه‌های طرف تقاضا، به‌دلیل همبستگی پایین تکانه‌های ساختاری عرضه و تقاضای کل، منحنی عرضه‌ی کل را به میزان اندکی به سمت راست جابه‌جا خواهد کرد.
- ۵) منطبق با نتایج به‌دست آمده توسط هیوسین و همکاران، در صورتی‌که سیاست مالی دارای ثبات باشد، تکانه‌ی درآمد نفت اثر مستقل معنی داری بر روی تولید و تورم نخواهد داشت.
- ۶) به نظر می‌رسد که رفتار تولید و تورم در اقتصاد ایران با دیدگاه اقتصاددانان نئوکلاسیک سازگار است.

فهرست منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی، حساب‌های ملی فصلی، سال‌های مختلف. www.cbi.ir
 براونسون، ویلیام اچ، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، عباس شاکری، تهران، نشرنی، چاپ چهارم، ۱۳۷۸.

مبشرپور، علیرضا، ۱۳۸۴، نوسانات قیمت نفت و اثرات آن بر برخی از متغیرهای عمدی اقتصاد کلان ایران: روش VAR غیرمقيد، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

مهرآر، محسن، نیکی اسکویی، کامران، ۱۳۸۵، تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، پژوهشنامه‌ی بازرگانی، سال دهم، شماره‌ی ۴۰.

همتی، عبدالناصر، مباشرپور، علیرضا، ۱۳۸۶، شناسایی شوک‌های ساختاری با استفاده از مدل عرضه و تقاضای کل در چارچوب مدل VAR دو متغیره، مجله‌ی نامه‌ی مفید، نامه‌ی اقتصادی، جلد ۳ شماره‌ی ۲.

Bjørnland,H.C. September (2000). The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks - A Comparative Study. University Of oslo.

Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. American Economic Review, Vol.79, pp. 655-73.

Burbidge, J & Harrison,A. (1984). "Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions," International Economic Review. vol. 25(2), pages 459-848.

Cover, J.P., Enders, W. and Hueng, C.J.(2005). Using the aggregate demand-aggregate supply model to identify structural demand-side and supply-side shocks: Results using a bivariate VAR. Forthcoming in Journal of Money Credit and Banking.

Enders, W, Hurn,S;(2007). Identifying aggregate demand and supply shocks in a small open economy, Oxford Economic Papers,2007. Vol. 59, Issue 3, pp. 411-429.

Enders, Walter. (2004) ; Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons.Second edition.

Farzanegan,M.R and Markwardt ,G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. Energy Economics Volume 31, Issue 1, Pages 134-151.

Hamilton, J.D., Waggoner, D. and Zha ,T. (2004). Normalization in econometrics. Working Paper, University of California San Diego.

Haffmaister, A. W. and J. E. Roldos. (1997); "Are Business Cycles Different in Asia and Latin America", IMF Working Paper, 97/9.

Mehrara,M and Oskoui, K,(2007), The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study, Economic Modelling , vol. 24, issue 3, pages 365-379.

Olomola,A.F. and Adejumo,A.V. (2006). "Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria", International Research Journal of Finance and Economics.

Waggoner, D. and Zha, T. (2003). Likelihood preserving normalization in multiple equation models. Journal of Econometrics,114, 329 - 47.