شناسایی شوک‌های ساختاری با استفاده از مدل عرضه و تقاضای کل در چارچوب مدل دو متغیره

عبدالناصر همتی
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
علیرضا مباشرپور
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۸۶/۰۵/۲۷
تاریخ تایید: ۸۶/۰۹/۲۲

چکیده

این مقاله، با استفاده از مدل عرضه و تقاضای کل، قیدهای کوتاه‌مدت به‌کار برده شده را برای شناسایی شوک‌های ساختاری بکار می‌برد. همچنین با استفاده از این مدل به همراه قید بلندمدت بلانچارد و کوا[1] شیب منحنی عرضه کل، واریانس شوک‌های عرضه و تقاضای کل و همبستگی بین شوک‌های آن برای اقتصاد ایران تخمین زده شده است. در این مطالعه از داده‌های فصلی مربوط به دوره (۱۳۸۵/۳-۱۳۶۸/۱) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های عرضه و تقاضای کل همبستگی کمی با یکدیگر دارند. از طرف دیگر تخمین شیب منحنی عرضه کل کوتاه‌مدت در مدل AS-AD نشان می‌دهد که اثر فوری شوک عرضه ساختاری به اندازه یک درصد بر تولید بزرگتر از شوک تقاضای ساختاری یک درصد بر تولید می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از تجزیه‌های واریانس نشان می‌دهند که در مدل AS-AD با علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه، شوک‌های تقاضا در کوتاه‌مدت در حدود ۲۵ درصد و در بلندمدت نزدیک به ۹ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهند.

واژگان کلیدی: VAR ساختاری، شوک های عرضه و تقاضا، قید بلانچارد-کوا
طبقه‌بندی موضوعی: C13, C32, E31, E32

مقدمه

تجزیه و تحلیل VAR یک ابزار اساسی برای بررسی پویایی سیستم‌های اقتصادی می‌باشد (همانگونه که سیمز سال ۱۹۸۰ آن را به طور اساسی بکار برد). تحقیقات بر روی ارتباط بینVAR و مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری امکان شناسایی شوک‌های ساختاری غیرقابل مشاهده و همچنین بررسی اثرات پویای این شوک‌ها را بر داده‌های قابل مشاهده میسر ساخته است. برای شناسایی ارتباط بین شوک‌های ساختاری و خطاهای مدل VAR لازم است

1- Blanchard & Quah

که اثرات پویای شوک‌های ساختاری را بر روی خطاهای مدل VAR مقید کنیم. یکی از کاربردهای مهم تجزیه و تحلیل VAR ساختاری، مطالعه اثرات شوک‌های عرضه و تقاضای کل بر روی متغیرهای اقتصاد کلان می‌باشد. بلانچارد و کوا (۱۹۸۹) یک مدل اقتصاد کلان را به گونه‌ای که تولید حقیقی به وسیله اخلال‌های طرف عرضه و طرف تقاضا تحت تاثیر قرار گیرند عرضه نمودند. آنها بر اساس یک مدل VAR دو متغیره چگونگی تجزیه تولید حقیقی به دو اثر دائمی و موقتی و استخراج شوک‌های خالص بر اساس آن را فراهم نمودند. آنها خاطر نشان نمودند که تفسیر شوک دائمی به عنوان شوک عرضه به دلیل داشتن اثر دائمی بر روی تولید حقیقی و همچنین تفسیر شوک موقتی به عنوان شوک تقاضا که اثر بلندمدتی بر روی تولید حقیقی ندارد امری طبیعی و عادی می‌باشد.

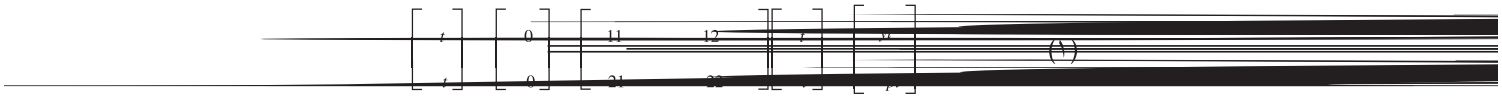
اسپنسر[1] (۱۹۹۶) استراتژی شناسایی بلانچارد و کوا را برای مدل VAR دو متغیره شامل تولید و سطح قیمت بکار گرفت. وی چارچوب AS-AD را به عنوان راهنمای تئوریکی تجزیه و تحلیل بکار برد. وی شوک AD را به عنوان شوکی که دارای اثر بلندمدت بر تولید نمی‌باشد تعریف نمود، در حالی که شوک AS را به عنوان شوکی که اثر دائمی بر تولید دارد تعریف نمود.

مباحث زیادی درباره صحت فرض‌های مختلف در رابطه با اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های ساختاری بکار رفته در ادبیات VAR وجود دارد. برای مثال برای انجام یک شناسایی کامل در روش بلانچارد و کوا فرض می‌شود که ماتریس واریانس کوواریانس شوک‌های ساختاری یک ماتریس یکه می‌باشد. در چارچوب مدل VAR دو متغیره که بر اساس مدل AS-AD شکل گرفته است این فرض معادل است با اینکه شوک‌های عرضه کل و تقاضای کل واریانس‌های برابر دارند و با هم غیرهمبسته هستند. در عمل این نرمال‌سازی می‌تواند منجر به نتایج غلط تجربی گردد. برای کم کردن این قیود غیر قابل قبول، قیود دیگری بایستی برای شناسایی کامل پارامترهای ساختاری تحمیل گردد. این مقاله روش دیگری را برای شناسایی کامل پارامترهای ساختاری ارائه می‌دهد. در واقع قیود لازم را بر اساس مدل AS-AD بدست می‌آورد. این قیود به همراه قید بلندمدت بلانچارد و کوا (که بر اساس آن شوک تقاضا هیچ اثر بلندمدتی بر روی تولید ندارد) تعداد قیود کافی را برای شناسایی کامل پارامترهای شوک‌های ساختاری فراهم می‌آورد. استفاده از این متدلوژی به ما اجازه می‌دهد که یک برآورد از شیب منحنی عرضه کل (بیانگر رابطه بین تورم و تولید) و برآوردهایی از واریانس شوک‌های عرضه و تقاضای کل و کوواریانس بین آنها بدست آوریم.

1- Spencer

۱- VAR ساختاری[1] با قید B-Q (مدل استاندارد)

فرض کنید y_t و p_t به ترتیب بیانگر مقدار تولید و سطح قیمت‌ها باشند، به طوری که به اندازه کافی برای مانا شدن تفاضل‌گیری شده باشند. حال مدل VAR دو متغیره زیر را که در آن e_{yt} و e_{pt} خطاهای تصادفی معادلات تولید و قیمت و $a_{ij}(l)=\sum_{k=1}^{n} a_{ij}l^k$ چندجمله‌ای از مرتبه n ام می‌باشند را در نظر بگیرید:



$$\begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(l) & a_{12}(l) \\ a_{21}(l) & a_{22}(l) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} \qquad (۱)$$

به طوری که e_{yt} و e_{pt} ترکیبی از شوک‌های ساختاری هستند و این شوک‌ها مسئول تغییرات y_t و p_t می‌باشند. فرض کنید که یکی از این شوک‌های ساختاری شوک عرضه ε_t و دیگری شوک تقاضا μ_t می باشد به طوری که:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

C_{ij} اثر همزمان شوک j را بر روی متغیر i نشان می‌دهد.

رابطه (۲) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(e_{yt}) & \mathrm{cov}(e_{yt}, e_{py}) \\ \mathrm{cov}(e_{yt}, e_{py}) & \mathrm{var}(e_{yt}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\eta} \\ \sigma_{\varepsilon\eta} & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

تخمین مدل VAR به ما مقادیر $\mathrm{var}(e_{pt})$,$\mathrm{var}(y_{et})$ و $\mathrm{cov}(y_{et}, e_{pt})$ را می‌دهد. اگر تجزیه مربوط به بلانچارد و کوا یعنی ؛ $\sigma_\eta^2=1, \sigma_\varepsilon^2=1$ و $\sigma_{\varepsilon\eta}=0$ را در رابطه (۳) وارد کنیم رابطه بین خطاهای رگرسیون و متغیرهای ساختاری به صورت زیر خواهد بود:

$$\mathrm{var}(e_{yt}) = c_{11}^2 + c_{12}^2$$

$$\mathrm{var}(e_{pt}) = c_{21}^2 + c_{22}^2$$

$$\mathrm{cov}(e_{yt}, e_{pt}) = c_{11}c_{21} + c_{12}c_{22}$$

همچنین اگر تغییرات در μ_t هیچ اثر بلندمدتی بر روی y_t نداشته باشد داریم:

$$c_{12} + c_{22} = 0 \qquad (۴)$$

این چهار قید برای شناسایی C_{ij} و مسیر زمانی شوک‌های ساختاری کافی هستند. حداقل دو دلیل وجود دارد که ما را در رابطه با قیود فوق نگران می‌کند. مقاله‌هایی که از متدلوژی بلانچارد و

1- Structural

کوا استفاده می‌کنند اغلب درمی‌یابند که شوک‌های تقاضا نقش کمی را در نوسانات فعالیت‌های واقعی اقتصاد بازی می‌کنند. حال اگر تغییر مکان منحنی عرضه کل ناشی از شوک‌های تقاضای کل باشد، فرض غیرهمبسته بودن شوک‌های عرضه کل و تقاضای کل غیرقابل قبول می‌گردد. در یک مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای یک افزایش موقتی در تقاضا منجر به واکنش مثبت عرضه خواهد شد، همچنان‌که کارفرمایان نسبت به افزایش موقتی در دستمزدهای واقعی عکس‌العمل نشان می‌دهند. مدل نئوکینزین‌ها دلایلی را ارائه می‌دهند که شوک‌های عرضه و تقاضای کل همبسته هستند. این مدل‌ها نشان می‌دهند که بیشتر بنگاه‌ها تولید را بیشتر از قیمت نسبت به شوک مثبت تقاضا افزایش می‌دهند. از طرفی دیگر واگنر و زحا[1] (۲۰۰۳) نشان دادند که نرمال‌سازی‌های بکار رفته برای شناسایی شوک‌ها مناسب نیستند. در مدل VAR دو متغیره که به وسیله معادله (۳) نشان داده شده است، چهار راه حل برای برای بدست آوردن مقادیر C_{ij} وجود دارد. قیود B-Q سیستمی از معادلات درجه دوم را ارائه می‌دهد، به گونه‌ای که علامت‌های C_{ij} قابل شناسایی نیستند. در این شرایط تیلور (۲۰۰۳) استفاده از قیدهای فوق شناسا یا نرمال‌سازی سازگار با یک مدل اقتصادی را پیشنهاد نمود. همچنین واگنر و زحا معتقد هستند که نرمال‌سازی اثرات مهمی بر روی استنباط آماری دارد. به خصوص انتخاب C_{ij} می‌تواند اثرات عمیقی بر روی شکل تابع لایکلیهود و بنابراین فواصل اطمینان توابع واکنش آنی داشته باشد.

مدل AS-AD با قید بلندمدت خنثی مدلAS-AD ساده زیر را در نظر بگیرید:

$$s_t = \varepsilon_t + \alpha y_t \qquad (۵)$$

$$d_t = \beta_1 d_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

$$d_t = s_t \qquad (۷)$$

در این مدل y_t و p_t به ترتیب لگاریتم تولید و سطح قیمت در طی دوره t می‌باشد. معادله (۵) بیانگر منحنی عرضه لوکاس (۱۹۷۲) می‌باشد که اگر در آن، دوره t-1 را به عنوان دوره تعادل اولیه لحاظ کنیم نشان خواهد داد که تولید دوره جاری y_t، به میزانی متناسب با افزایش سطح قیمت واقعی p_t، نسبت به سطح انتظاری آن $_{t-1}p_t$ از مقدار تعادلی اولیه خود y_{t-1} افزایش خواهد یافت. همچنین جمله خطای تصادفی ε_t عدم اطمینان ما نسبت به جایگاه و موقعیت دقیق منحنی عرضه کل را در هر لحظه‌ای از زمان آینده ارائه می‌دهد. شیب منحنی عرضه کل $\frac{dp_t}{dy_y}$ برابر با $\frac{1}{\alpha}$ می‌باشد که افزایش در قیمت انتظاری $_{t-1}p_t$ آن را به سمت بالا منتقل می‌کند. معادله (۶) بیانگر معادله تقاضای کل است که در آن تقاضای اسمی کل برابر با مقدار مورد انتظارش به علاوه جزء نامعین و

1- Waggoner & Zha

تصادفی تقاضا μ_t می‌باشد. در این معادله شیب منحنی تقاضای کل یک می‌باشد. معادلات (۵) تا (۷) به طور وضوح یک مدل ساده شده از کل اقتصاد را نشان می‌دهد. در اینجا هدف ما ارائه یک مدل اقتصاد کلان قابل قبول می‌باشد تا با این نظریه که شوک‌های تقاضا نقش برتر را در نوسانات واقعی تولید بازی می‌کنند سازگار باشد. برای بدست آوردن قیود شناسایی، معادلات (۵) تا (۷) را برای تولید و سطح قیمت‌ها حل می‌کنیم. در شکل ماتریسی، مدل به صورت زیر نوشته می‌شود:

(۹)

حال اگر فرض کنیم که $_{t-1}y_t$ و $_{t-1}p_t$ برابر با ترکیبات خطی از مقادیر مشاهده شده گذشته هستند، پس سیستم می‌تواند مانند معادله (۱) نمایش داده شود. از این‌رو ارتباط بین خطاهای *VAR* و شوک‌های ساختاری مدل AS-AD به صورت زیر می‌باشد:

(۱۰)

از رابطه (۱۰) ماتریس واریانس کوواریانس خطاها به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(e_{yt}) & \mathrm{cov}(e_{yt}e_{pt}) \\ \mathrm{cov}(e_{yt}e_{pt}) & \mathrm{var}(e_{pt}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1/(1+a) & a/(1+a) \\ -1/(1+a) & 1/(1+a) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\mu} \\ \sigma_{\varepsilon\mu} & \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1/(1+a) & -1/(1+a) \\ a/(1+a) & 1/(1+a) \end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

تخمین مدل VAR به ما مقادیر $\mathrm{var}(e_{pt}),\mathrm{var}(e_{yt})$ و $\mathrm{cov}(y_{et}e_{pt})$ را ارائه می‌دهد. در اینجا سه معادله و چهار پارامتر σ_ε^2، σ_μ^2، $\sigma_{\varepsilon\mu}$ و α وجود دارد. برای بدست آوردن این چهار پارامتر یک معادله اضافی نیاز داریم تا سیستم به طور کامل شناسا گردد. اگر فرض کنیم که شوک تقاضای ساختاری هیچ اثر بلندمدتی بر روی تولید ندارد معادله زیر بدست می‌آید:

و به عبارت دیگر داریم:

(۱۳)

با استفاده از قید فوق سیستم دقیقا شناسا می‌گردد؛ بدون اینکه برخلاف روش بلانچارد و کوا مقادیر σ_ε^2، σ_μ^2 و $\sigma_{\varepsilon\mu}$ را محدود کرده باشیم. تحمیل هرگونه قید اضافی دیگری بر سیستم مانند $\sigma_{\varepsilon\mu} = 0$ سیستم را فوق شناسا خواهد کرد. حال اگر معادله (۳) و (۱۱) را با هم ترکیب کنیم خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\mu} \\ \sigma_{\varepsilon\mu} & \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1/(1+a) & a/(1+a) \\ -1/(1+a) & 1/(1+a) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\mu} \\ \sigma_{\varepsilon\mu} & \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1/(1+a) & -1/(1+a) \\ a/(1+a) & 1/(1+a) \end{bmatrix} \qquad (۱۴)$$

مدل AD-AS سه قید مستقل زیر را در بین C_{ij} ها تحمیل می‌کند:

11 12 11 21 11 22

این سه قید به همراه قید بلندمدت خنثی برای شناسایی کامل مدل کافی هستند. همانطور که در معادله (۱۳) به وضوح دیده می‌شود تحمیل قید بلانچارد و کوا تخمینی از شیب منحنی عرضه کل ارائه می‌دهد. بر اساس محدودیت‌های معرفی شده به وسیله مدلAD-AS دیگر لزومی به فرض همبسته بودن شوک‌های ساختاری وجود ندارد. از این‌رو مدل این امکان را به ما می‌دهد که داشته باشیم:

$$\varepsilon_t \eta_t \quad \sigma_{\varepsilon\eta} = 0$$

برای بررسی ارتباط بین ε_t و η_t دو راه جدا از هم وجود دارد. اولین راه فرض می‌کند که همبستگی بین ε_t و η_t ناشی از علیتی است که به طور کامل از طرف عرضه به طرف تقاضا می‌رود. دومین راه فرض می‌کند که همبستگی نتیجه علیتی است که تماماً از طرف تقاضا به طرف عرضه می‌رود. فرضی که علیت از شوک عرضه به شوک تقاضا می‌باشد می‌تواند به وسیله این فرض که، تقاضای کل پیش‌بینی نشده برابر با شوک خالص تقاضای کل (v_t) به علاوه یک تغییر پیش‌بینی نشده در تقاضای کل که به وسیله شوک عرضه کل تحمیل شده است ($\rho\varepsilon_t$) تکمیل گردد. به عبارت دیگر داریم:

$$\eta_t \quad \rho\varepsilon_t \quad {}_t \qquad (۱۵)$$

تخمین ρ به طور ضمنی نشان می‌دهد که شوک عرضه ساختاری به اندازه ۱٪ نه فقط منحنیAS را به میزان ۱٪ به سمت راست جابجا می‌کند؛ بلکه منحنیAD را به میزان ρ ٪ به سمت راست جابجا می‌کند. حداقل دو علت برای اینچنین فرضی وجود دارد. اولین علت، مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی ادوار زندگی می‌باشد. بر طبق این فرضیه اگر شوکی به عرضه کل فقط اثر موقتی بر تولید داشته باشد در این حالت ارزش فعلی درآمدهای آینده مورد انتظار به میزانی اندک افزایش می‌یابد و در نتیجه تقاضای کل فعلی تغییر چندانی نمی‌یابد. اما اگر شوکی به عرضه کل اثری دائمی‌بر روی تولید داشته باشد در این حالت ارزش فعلی درآمدهای آینده افزایش می‌یابد، به گونه‌ای که تقاضای فعلی تقریبا برابر با افزایش در محصول عرضه شده افزایش می‌یابد.

بنابراین مقدار ρ بستگی به چگونگی تقسیم سری زمانی شوک‌های عرضه ساختاری بین شوک‌های موقتی و دائمی‌دارد. دومین دلیل وجود همبستگی مثبت بین شوک‌های عرضه و تقاضا، تلاش مقامات پولی برای تثبیت قیمت‌ها یا نرخ تورم می‌باشد. اگر شوک مثبت عرضه کل وجود داشته باشد، مقامات پولی برای جلوگیری از کاهش قیمت‌ها بایستی تقاضای کل را افزایش دهند. این عمل مقامات پولی باعث خواهد شد تا تقاضای کل پیش‌بینی نشده به طور

مثبت با عرضه کل پیش‌بینی نشده همبسته باشد. برای بدست آوردن توابع واکنش آنی و تجزیه‌های واریانس، ابتدا ثابت می‌کنیم که تجزیه‌های واریانس بدست آمده از مدل استاندارد با تجزیه‌های واریانس مدلAS-AD با علیت از شوک عرضه به شوک تقاضا برابر می‌باشند. اگر معادله (۱۵) را در معادله (۱۱) جایگزین کنیم؛ داریم:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(e_y) & \mathrm{cov}(e_y,e_p) \\ \mathrm{cov}(e_y,e_p) & \mathrm{var}(e_p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+a} & \frac{a}{1+a} \\ \frac{-1}{1+a} & \frac{1}{1+a} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{1+a} & \frac{-1}{1+a} \\ \frac{a}{1+a} & \frac{1}{1+a} \end{bmatrix} \quad (۱۶)$$

به طوریکه σ_ε^2 واریانس شوک عرضه ساختاری کل و σ_v^2 واریانس شوک مستقل تقاضای ساختاری می‌باشد. معادله (۱۶) را می‌توان به صورت زیر تبدیل نمود؛

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(e_y) & \mathrm{cov}(e_y,e_p) \\ \mathrm{cov}(e_y,e_p) & \mathrm{var}(e_p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1+\alpha\rho}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{a}{1+\alpha}\sigma_v \\ \frac{-(1-\rho)}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{1}{1+\alpha}\sigma_v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1+\alpha\rho}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{-(1-\rho)}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon \\ \frac{a}{1+\alpha}\sigma_v & \frac{1}{1+\alpha}\sigma_v \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

بر اساس معادله (۱۷) و معادله (۳) می‌توان نوشت:

$$\begin{bmatrix} \frac{1+\alpha\rho}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{a}{1+\alpha}\sigma_v \\ \frac{-(1-\rho)}{1+\alpha}\sigma_\varepsilon & \frac{1}{1+\alpha}\sigma_v \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \quad (۱۸)$$

اگر معادله (۱۷) را در قید بلندمدت مدل استاندارد جایگزین کنیم، به معادله (۱۳) خواهیم رسید. بنابراین دو مدل با یکدیگر برابر هستند. به عبارت دیگر همه تغییرات تولید در مدل استاندارد که از تغییر مکان همزمان منحنی‌های AS و AD ناشی می‌گردد به شوک‌های عرضه ساختاری نسبت داده می‌شوند.

فرضی که علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه می‌باشد؛ با این فرض که شوک عرضه کل شامل دو جزء جدا از هم می‌باشد تکمیل می‌گردد. این دو جزء شامل شوک خالص عرضه (δ_t) به علاوه تغییر غیر ارادی تولید می‌باشد که به طور کاملاً از تصمیم بعضی از بنگاه‌ها برای واکنش به یک تغییر پیش‌بینی نشده ($\gamma\eta_t$) در تقاضا ناشی می‌گردد. به عبارت دیگر داریم:

$$\varepsilon_t \quad \gamma\eta_t \quad \delta_t \quad (۱۹)$$

تخمین γ به طور ضمنی نشان می‌دهد که شوک تقاضای ساختاری به میزان ۱٪ نه فقط منحنی AD را به میزان ۱٪ به سمت راست جابجا می‌کند؛ بلکه منحنی AS را نیز به میزان γ ٪ به سمت راست جابجا می‌کند. در این حالت شوک عرضه ساختاری به میزان ۱٪ فقط منحنی AS را به میزان ۱٪ به سمت راست جابجا می‌کند و قادر به جابجا کردن منحنی AD نمی‌باشد.

دلیل در نظر گرفتن این فروض کینزین‌ها هستند. اگر چسبندگی در اقتصاد وجود داشته باشد، تقریباً بنگاه‌ها قادر به تعدیل قیمت در واکنش به تغییرات پیش‌بینی نشده در تقاضا نیستند، بلکه

آنها به سادگی تولید اضافی تقاضا شده را عرضه می‌کنند. بنابراین مقدار γ بستگی به سهم بنگاه‌هایی در اقتصاد دارد که نمی‌توانند قیمت‌های جاری خود را در واکنش به یک تغییر پیش‌بینی نشده در تقاضای کل تغییر دهند. اگر معادله (۱۹) را در معادله (۱۱) قرار دهیم، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} \mathrm{var}(e_y) & \mathrm{cov}(e_y,e_p) \\ \mathrm{cov}(e_y,e_p) & \mathrm{var}(e_p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1+a} & \frac{a}{1+a} \\ \frac{-1}{1+a} & \frac{1}{1+a} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \gamma \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \gamma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{1+a} & \frac{-1}{1+a} \\ \frac{a}{1+a} & \frac{1}{1+a} \end{bmatrix} \quad (۲۰)$$

به طوری که σ_η^2 واریانس شوک تقاضای ساختاری کل و σ_δ^2 واریانس شوک مستقل عرضه ساختاری می‌باشد.

۲- نتایج استخراج شوک‌های ساختاری عرضه و تقاضای کل اقتصاد آمریکا

در سال ۲۰۰۴ کاور[1]، اندرز[2] و هیونگ[3] با استفاده از مدل عرضه و تقاضای کل، شوک‌های طرف عرضه و طرف تقاضا را در چارچوب یک مدل VAR دو متغیره شناسایی کردند. آنها از داده‌های تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) و شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی برای دوره (۱۹۵۴/۱-۲۰۰۱/۴) استفاده نمودند. سپس برای مانا شدن متغیرهای سیستم، تفاضل مرتبه اول لگاریتم GDP و و تفاضل مرتبه دوم لگاریتم شاخص ضمنیGDP را بکار بردند. همچنین با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی سیمز وقفه بهینه ۱۰ را برای سیستم تعیین نمودند. آنها با استفاده از مدل استاندارد B-Q و مدل AD-AS نتایج زیر را بدست آوردند:

۱) با استفاده از توابع واکنش آنی و بر اساس مدل استاندارد شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪، در حدود ۰/۷۵٪ تولید را افزایش می‌دهند، در حالی که شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ تولید را در حدود ۰/۳۵٪ افزایش می‌دهد. اثرات هر دو شوک بر روی تولید به سرعت کاهش می‌یابد؛ به گونه‌ای که اثر شوک عرضه یکسال پس از شوک در حدود صفر و اثر شوک تقاضا نه ماه پس از شوک منفی می‌گردد. همچنین اثرات انباشته شوک تقاضای کل بر روی تولید ۱۸ ماه بعد از شوک تقریباً صفر می‌باشد.

۲) نتایج تجزیه‌های واریانس بر اساس مدل استاندارد نشان می‌دهند که در حدود ۸۰٪ تغییرات کوتاه‌مدت و ۷۲٪ تغییرات بلندمدت در تولید از شوک‌های عرضه ساختاری ناشی شده است؛ برعکس این روند شوک‌های تقاضا در حدود ۷۵٪ تغییرات کوتاه‌مدت و نزدیک به ۷۰٪ تغییرات بلندمدت در تورم را توضیح می‌دهند. در نتیجه بر اساس مدل استاندارد می‌توان نتیجه گرفت که شوک‌های تقاضا منبع اصلی تغییرات تورم و شوک‌های عرضه منبع اصلی تغییرات تولید می‌باشند.

1- Cover
2- Enders
3- Hueng

۳) بر اساس مدل AD-AS شیب منحنی عرضه کل در حدود ۰/۶۴ برآورد شده است (جدول ۱). به عبارت دیگر شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪، در حدود ۰/۳۹٪ تولید را افزایش می‌دهند، در حالی که شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ تولید را در حدود ۰/۶۱٪ افزایش می‌دهد. همچنین شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪، در حدود ۰/۳۹٪ تورم را کاهش می‌دهد، در حالی که شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ تورم را در حدود ۰/۳۹٪ افزایش می‌دهد. در نتیجه شوک‌های تقاضا نسبت به شوک‌های عرضه اثرات مثبت و بیشتری بر روی تولید دارند.

۴) بر اساس مدل AD-AS کوواریانس بین شوک‌های عرضه و تقاضای کل ۰/۵۸ می‌باشد؛ بنابراین منحنی‌های عرضه کل و تقاضای کل تمایل به تغییر مکان همزمان دارند. در حالتی که علیت از طرف عرضه به طرف تقاضا می‌باشد، شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪ منحنی عرضه کل را به اندازه ۱٪ و منحنی تقاضای کل را در حدود ۰/۶۴٪ جابجا می‌کند. در حالتی که علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه می‌باشد، شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ منحنی تقاضای کل را به اندازه ۱٪ و منحنی عرضه کل را در حدود ۰/۸٪ جابجا می‌کند. در این حالت شوک‌های تقاضا در حدود ۹۰٪ تغییرات کوتاه‌مدت و ۸۲٪ درصد تغییرات بلندمدت تولید را توضیح می‌دهند. همچنین شوک‌های تقاضا ۶٪ تغییرات کوتاه‌مدت و ۱۰٪ درصد تغییرات بلندمدت تورم را توضیح می‌دهند. این امر بیانگر کم شیب بودن منحنی عرضه کل در اقتصاد آمریکا می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از تجزیه‌های واریانس نشان می‌دهند که ۷۰٪ تغییرات کوتاه‌مدت و ۵۴٪ تغییرات بلندمدت تولید از تغییر مکان مشترک منحنی‌های عرضه کل و تقاضای کل ناشی شده است.

۳- نتایج استخراج شوک‌های ساختاری عرضه کل و تقاضای کل اقتصاد ایران

برای تخمین مدل استاندارد و مدل AD-AS، تولید ناخالص داخلی (GDP) و شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی واقعی برای دوره (۱۳۸۵/۳-۱۳۶۷/۱) از آمارهای بانک مرکزی استخراج شده است. بررسی لگاریتم GDP و شاخص ضمنی GDP نشان می‌دهد که لگاریتم GDP و شاخص ضمنی GDP تفاضل مانا می‌باشند. با توجه به اینکه متغیرهای بکار رفته در مدل VAR ساختاری بایستی مانا باشند از این‌رو متغیرهای بکار رفته در مدل لگاریتم تفاضل مرتبه اول GDP و لگاریتم تفاضل مرتبه اول شاخص ضمنی GDP می‌باشند. برای تعیین وقفه بهینه سیستم، معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC)، شوارز (SC) و حنان کوئین (HQ) و همچنین آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده سیمز تا ۱۰ وقفه برای سیستم محاسبه شده است (جدول ۲). معیارهای اطلاعاتی و آزمون نسبت درستنمایی، همگی وقفه بهینه سه را برای سیستم پیشنهاد می‌کنند.

۴- نتایج مدل استاندارد

نتایج حاصل از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪ در حدود ۰/۷٪ تولید را افزایش می‌دهند، در حالی که شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ تولید را در حدود ۰/۳۴٪ افزایش می‌دهد. اثرات هر دو شوک بر روی تولید به سرعت کاهش می‌یابد؛ به گونه ای که در فصل دوم پس از شوک، اثر شوک عرضه و شوک تقاضا به ترتیب بر روی تولید در حدود ۰/۴۳٪ و ۱۷٪ می‌باشد. همچنین در بلندمدت اثر شوک تقاضا بر روی تولید ناچیز می‌باشد، در حالی که شوک عرضه تولید را در هر دوره (فصل) در حدود ۰/۴٪ افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که اثر شوک عرضه بر روی تولید دائمی و اثر شوک تقاضا بر روی آن موقتی می‌باشد نمودار (۱).

همچنین در کوتاه‌مدت شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪ در حدود ۰/۵۶٪ تورم را کاهش می‌دهد، در حالی که شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ تورم را در حدود ۰/۶۶٪ افزایش می‌دهد. همچنین اثر انباشته شوک عرضه و شوک تقاضا در بلندمدت بر روی تورم به تدریج از بین می‌رود و تورم در مسیر بلندمدت خود قرار می‌گیرد. نمودار (۲)

از طرف دیگر نتایج تجزیه‌های واریانس بر اساس مدل استاندارد نشان می‌دهند که در حدود ۸۰٪ تغییرات کوتاه‌مدت و ۹۳٪ تغییرات بلندمدت در تولید از شوک‌های عرضه ساختاری ناشی شده است؛ بر عکس این روند شوک‌های تقاضا در حدود ۶۰٪ تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت و شوک‌های عرضه در حدود ۴۰٪ تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت در تورم را توضیح می‌دهند. در نتیجه بر اساس مدل استاندارد (مدل عرضه و تقاضای کل با علیت از عرضه به تقاضا) می‌توان نتیجه گرفت که در ساختار اقتصاد ایران شوک‌های عرضه منبع اصلی تغییرات تولید و شوک‌های تقاضا منبع اصلی تغییرات تورم می‌باشند.

۵- نتایج مدل *AD-AS*

بر اساس مدل AD-AS شیب منحنی عرضه کل کوتاه‌مدت در حدود ۱/۹۳ برآورد شده است (جدول ۳). درکوتاه‌مدت شوک عرضه‌ای به اندازه ٪۱، تولید را در حدود ۰/۶۶٪ افزایش و تورم را ۰/۶۶٪ کاهش می‌دهد، اثر این شوک در بلندمدت بر روی تولید و تورم کاهش می‌یابد به طوریکه تولید را در هر دوره (فصل) ۰/۴۲٪ افزایش و اثر آن بر روی تورم در هر دوره ناچیز می‌گردد. از طرف دیگر در کوتاه‌مدت شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ تولید را در حدود ۰/۳۴٪ افزایش و تورم را در حدود ۰/۶۶٪ افزایش می‌دهد. اثرات این شوک به سرعت بر روی تولید و تورم کاهش می‌یابد به طوری که در بلندمدت اثرات آن بر روی تولید و تورم منفی و بسیار ناچیز

می‌باشد. در نتیجه شوک‌های عرضه نسبت به شوک‌های تقاضا هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثرات بیشتری بر روی تولید دارند. (نمودار۳ و ۴).

بر اساس مدل AD-AS (جدول۲) در حالتی که علیت از طرف عرضه به طرف تقاضا باشد شوک عرضه‌ای به اندازه ۱٪ منحنی عرضه کل را به اندازه ۱٪ و منحنی تقاضای کل را فقط در حدود ۰/۱۴۵٪ جابجا می‌کند. همچنین در حالتی که علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه می‌باشد، شوک تقاضایی به اندازه ۱٪ منحنی تقاضای کل را به اندازه ۱٪ و منحنی عرضه کل را فقط در حدود ۰/۱۳۱٪ جابجا می‌کند. به بیانی روشن‌تر شوک‌های مستقل عرضه و تقاضا عامل اصلی تغییرات تولید و تورم می‌باشند در حالی که شوک عرضه ناشی از شوک تقاضا و بالعکس نقش کمتری در توضیح تغییرات تورم و تولید دارند.

همچنین نتایج حاصل از تجزیه‌های واریانس در حالتی که علیت از طرف عرضه به طرف تقاضا می‌باشد همانند نتایج مدل استاندارد می‌باشد. از طرف دیگر در حالت علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه شوک عرضه و شوک تقاضا در کوتاه‌مدت به ترتیب ۷۵٪ و ۲۵٪ تغییرات تولید و در بلندمدت در حدود ۹۲٪ و ۸٪ تغییرات تولید را توضیح می‌دهند. همچنین شوک عرضه و شوک تقاضا به ترتیب در کوتاه‌مدت در حدود ۶۲٪ و ۳۸٪ تغییرات تورم را توضیح می‌دهند و حدود ۶۰٪ این تغییرات در بلندمدت از طریق شوک عرضه و ۴۰٪ آن از طریق شوک تقاضا توضیح داده می‌شود.

۶- در نهایت بر اساس مدل استاندارد و مدل *AD-AS* می‌توان گفت که:

۱) به دلیل همبستگی پایین شوک‌های ساختاری عرضه کل و تقاضای کل، شوک‌های مستقل عرضه و تقاضا عامل اصلی انتقال منحنی‌های عرضه و تقاضای کل اقتصاد می‌باشند.

۲) نتایج بدست آمده از هر دو مدل استاندارد (مدل AD-AS با علیت از طرف عرضه به تقاضا) و مدل AD-AS با علیت از طرف تقاضا به عرضه تقریبا شبیه به یکدیگر می‌باشد. به طور نمونه در کوتاه‌مدت و بر اساس مدل استاندارد شوک تقاضای ساختاری به میزان ۱٪ تولید را در حدود ۰/۳۴٪ افزایش می‌دهد (نمودار۱) در حالی که بر اساس مدل AD-AS با علیت از طرف تقاضا به عرضه شوک تقاضای ساختاری به میزان ۱٪ تولید را در حدود ۰/۴۲٪ افزایش می‌دهد (نمودار۳). این اضافه افزایش تولید به این دلیل است که شوک تقاضای ساختاری علاوه بر انتقال منحنی AD به سمت راست منحنی AS را نیز به سمت راست جابجا می‌کند که مقدار آن بستگی به γ دارد.

۳) با توجه به اینکه شیب منحنی عرضه کل کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران در حدود ۲ برآورد شده است، شوک تقاضا (سیاست‌های مالی و پولی انبساطی) در کوتاه‌مدت تورم را بیشتر از تولید افزایش می‌دهند. این نتایج به وضوح از طریق توابع واکنش آنی تأیید شده است.

۴) بر اساس مدل AD-AS و در حالتی که علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه می‌باشد شوک‌های عرضه منبع اصلی تغییرات تولید در اقتصاد هستند؛ به طوری که در حدود ۰/۷۵٪ تغییرات کوتاه‌مدت و ۹۲٪ تغییرات بلندمدت تولید را توضیح می‌دهند (جدول ۵).

جدول (۱): برآورد پارامترهای ساختاری مدل عرضه و تقاضای اقتصاد آمریکا (۴/۲۰۰۰-۱/۱۹۵۶)

	نام مدل	α	σ_ε^2	$\sigma_{\varepsilon\eta}$	σ_η^2	σ_v^2	ρ	σ_δ^2	γ
(1)	مدل AS-AD	۱/۵۶	۰/۹	۰/۵۸	۰/۷۲	--	--	--	--
(2)	علیت از عرضه به تقاضا	۱/۵۶	۰/۹	--	--	۰/۳۵	۰/۶۴	--	--
(3)	علیت از تقاضا به عرضه	۱/۵۶	--	--	۰/۷۲	--	--	۰/۴۳	۰/۸۰

α: حساسیت عرضه کل به تغییر پیش‌بینی نشده در تورم؛

σ_ε^2: واریانس شوک ساختاری عرضه کل؛

$\sigma_{\varepsilon\eta}$: کوواریانس بین شوک‌های ساختاری عرضه کل و تقاضای کل؛

σ_η^2: واریانس شوک ساختاری تقاضای کل؛

σ_V^2: واریانس شوک ساختاری مستقل تقاضای کل؛

ρ: اثر شوک عرضه کل بر روی شوک تقاضای کل؛

σ_δ^2: واریانس شوک ساختاری مستقل عرضه کل؛

γ: اثر شوک تقاضای کل بر روی شوک عرضه کل.

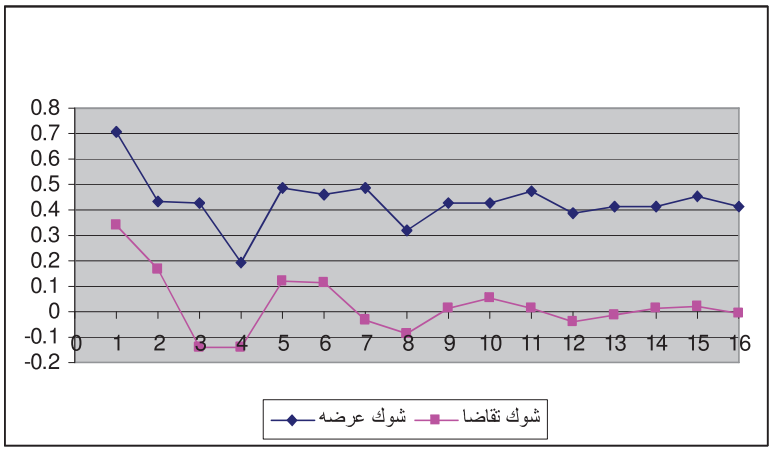
جدول (۲):

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DLY DLP
Exogenous variables: C S1 S2 S3
Sample: 1370Q1 1385Q3
Included observations: 63

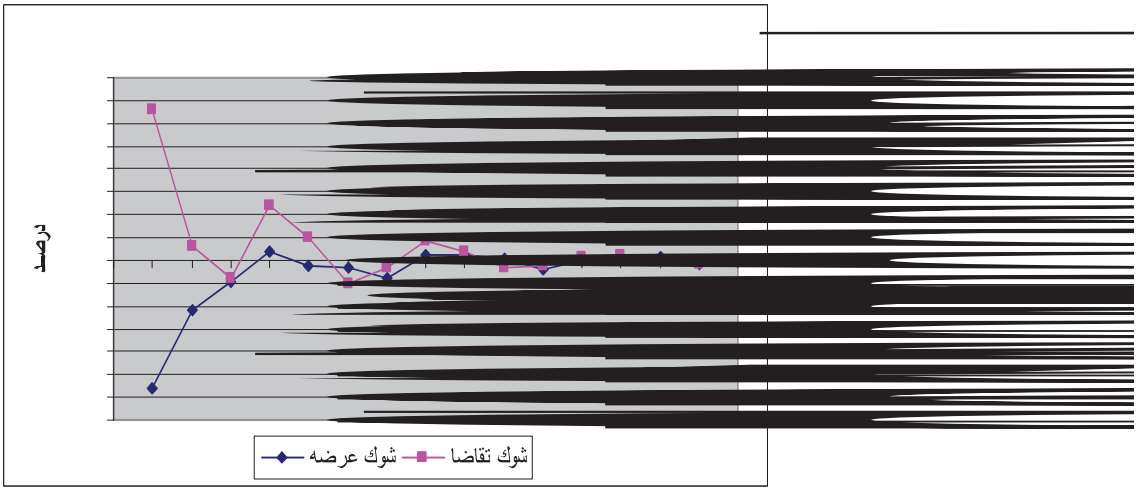
Lag	LogL	LR	AIC	SC	HQ
0	210.4835	NA	-6.428048	-6.155904	-6.321013
1	216.5125	10.90953	-6.492459	-6.084243	-6.331906
2	222.4205	10.31565	-6.553033	-6.008744	-6.338961
3	236.6052	23.86622*	-6.876354*	-6.195994*	-6.608765*
4	238.779	3.519518	-6.81838	-6.001948	-6.497274
5	241.8715	4.810594	-6.789572	-5.837067	-6.414947
6	247.1888	7.933684	-6.831389	-5.742813	-6.403247
7	248.143	1.363167	-6.734698	-5.510049	-6.253038
8	252.6148	6.104365	-6.749676	-5.388955	-6.214498
9	254.822	2.872938	-6.692763	-5.195971	-6.104067
10	259.3854	5.649817	-6.710646	-5.077782	-6.068433

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

نمودار (۱)- واکنش تولید به شوکهای ساختاری ۱٪ بر اساس استاندارد



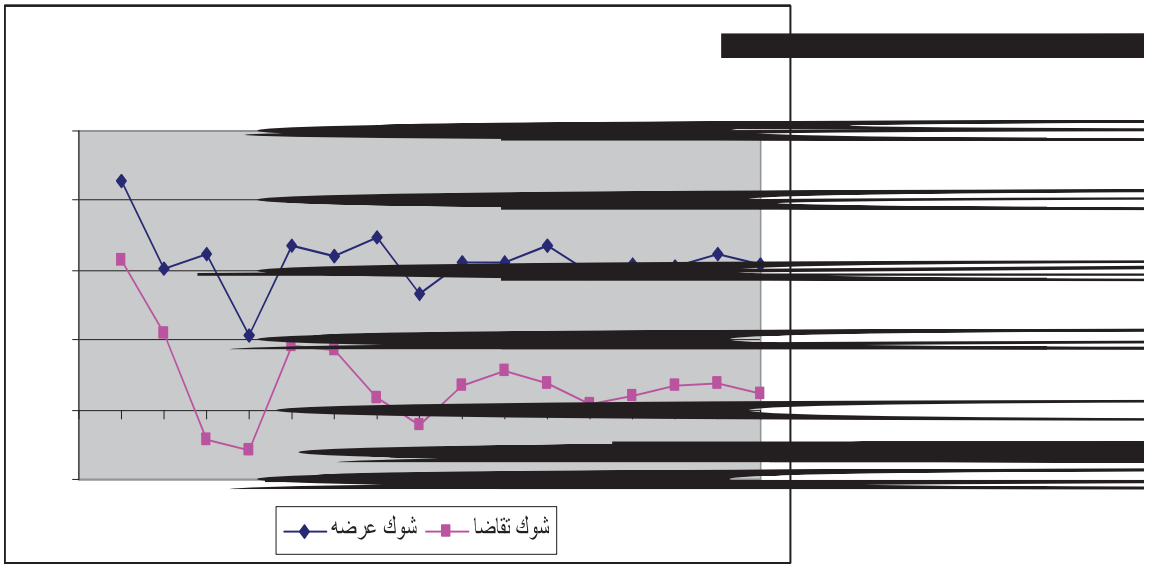
نمودار (۲)- واکنش تورم به شوکهای ساختاری ۱٪ بر اساس مدل استاندارد



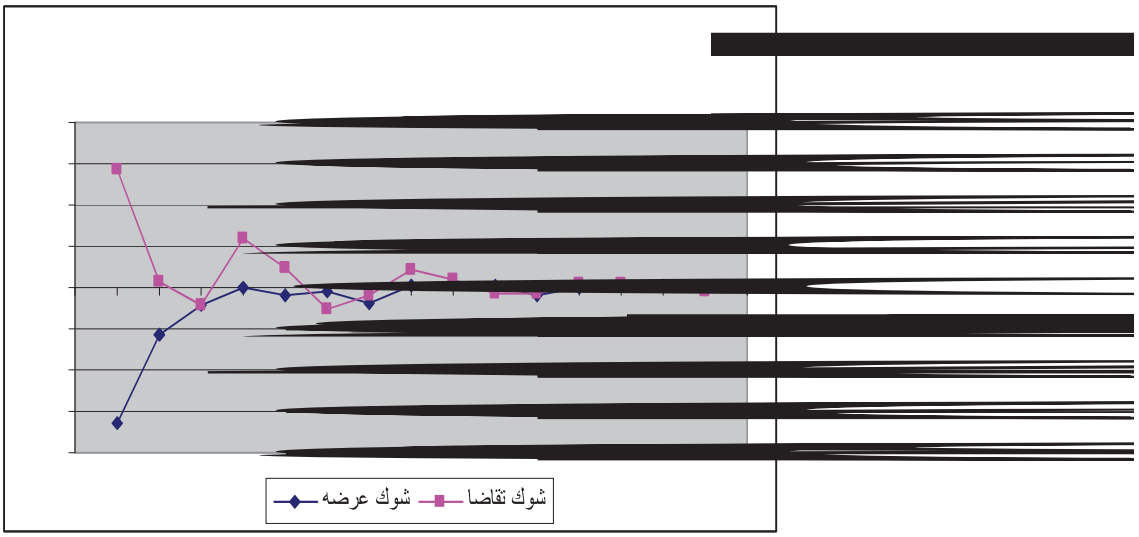
جدول (۳): برآورد پارامترهای ساختاری مدل عرضه و تقاضای اقتصاد ایران (۱۳۸۴/۴-۱۳۶۸/۱)

	نام مدل	α	σ_{ε}^2	$\sigma_{\varepsilon\eta}$	σ_{η}^2	σ_{v}^2	ρ	σ_{δ}^2	γ
(1)	مدل AS-AD	۰/۵۲	۰/۲۴	۰/۰۳۴	۰/۲۶	--	--	--	--
(2)	علیت از عرضه به تقاضا	۰/۵۲	۰/۲۴	--	--	۰/۲۶	۰/۱۴۵	--	--
(3)	علیت از تقاضا به عرضه	۰/۵۲	--	--	۰/۲۶	--	--	۰/۲۳	۰/۱۳۱

نمودار (۳)- واکنش تولید به شوکهای ساختاری ۱٪ بر اساس مدل AS-AD با علیت از طرف تقاضا به عرضه



نمودار (۴)- واکنش تورم به شوکهای ساختاری ۱٪ بر اساس مدل AS-AD با علیت از طرف تقاضا به عرضه



جدول (۴): تجزیه واریانس بر اساس مدل استاندارد و مدل AS - AD

با علیت از طرف عرضه به طرف تقاضا

افق زمانی (فصلی)	تغییرات تولید به علت		تغییرات تورم به علت	
	شوک عرضه	شوک تقاضا	شوک عرضه	شوک تقاضا
1	80.0%	20.0%	40.4%	59.6%
2	81.5%	18.5%	43.7%	56.3%
3	83.0%	17.0%	44.0%	56.0%
4	81.9%	18.1%	41.1%	58.9%
5	84.1%	15.9%	40.6%	59.4%
6	85.5%	14.5%	40.2%	59.8%
7	87.4%	12.6%	40.6%	59.4%
8	87.6%	12.4%	40.3%	59.7%
9	88.7%	11.3%	40.3%	59.7%
10	89.5%	10.5%	40.3%	59.7%
11	90.4%	9.6%	40.3%	59.7%
12	90.9%	9.1%	40.3%	59.7%
13	91.4%	8.6%	40.3%	59.7%
14	91.9%	8.1%	40.3%	59.7%
15	92.4%	7.6%	40.3%	59.7%
16	92.8%	7.2%	40.3%	59.7%

جدول (۵): تجزیه واریانس برای مدل AS - AD

با علیت از طرف تقاضا به طرف عرضه

افق زمانی (فصلی)	تغییرات تولید به علت		تغییرات تورم به علت	
	شوک عرضه	شوک تقاضا	شوک عرضه	شوک تقاضا
1	74.8%	25.2%	62.3%	37.7%
2	76.3%	23.7%	64.9%	35.1%
3	80.7%	19.3%	64.7%	35.3%
4	80.7%	19.3%	61.0%	39.0%
5	82.3%	17.7%	60.5%	39.5%
6	83.4%	16.6%	59.9%	40.1%
7	85.6%	14.4%	60.1%	39.9%
8	86.4%	13.6%	59.7%	40.3%
9	87.4%	12.6%	59.7%	40.3%
10	88.0%	12.0%	59.6%	40.4%
11	88.9%	11.1%	59.6%	40.4%
12	89.6%	10.4%	59.6%	40.4%
13	90.2%	9.8%	59.6%	40.4%
14	90.6%	9.4%	59.6%	40.4%
15	91.1%	8.9%	59.6%	40.4%
16	91.5%	8.5%	59.6%	40.4%

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی، **حساب‌های ملی فصلی**، سال‌های مختلف. (www.cbi.ir)

2. Enders, W., ***Applied Econometric Time Series***. John Wiley & Sons, Inc, 1995.
3. Cover, James Peery, Walter Enders, and C. James Hueng. **Forthcoming. Using the Aggregate**, 2004.
4. **Demand-Aggregate Supply Model to Identify Demand-Side and Supply-Side Shocks**: Results from a Bivariate VAR. Journal of Money, Credit and Banking.
5. Cover, James P. and C. James Hueng. **The Correlation Between Shocks to Output and the Price Level**. Southern Economic Journal: 70, 2003 No. 1, July: 75-92.
6. Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah. **The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances** American Economic Review 79, September 1989, 655-73.
7. Giannini, C., ***Topics in Structural VAR Econometrics***, Berlin, Springer-Verlag, 1992.

ارقام: میلیارد ریال (قبل از تعدیل فصلی)

سال	فصل	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (۱۳۷۶)	تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری	شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی
1367	1	42997	4447	10.34
	2	52627	6472	12.30
	3	48471	5312	10.96
	4	41194	4468	10.85
1368	1	44001	5378	12.22
	2	57809	7975	13.80
	3	50036	6624	13.24
	4	44890	5788	12.89
1369	1	50780	7301	14.38
	2	65064	10428	16.03
	3	56939	9191	16.14
	4	50881	8394	16.50
1370	1	54237	10297	18.99
	2	72955	14986	20.54
	3	67380	13223	19.62
	4	57262	11265	19.67
1371	1	66558	14000	21.03
	2	78602	19968	25.40
	3	65025	17162	26.39
	4	52355	15325	29.27
1372	1	63202	22533	35.65
	2	78737	29987	38.09
	3	64608	25114	38.87
	4	51854	22414	43.23
1373	1	56823	27036	47.58
	2	79634	39284	49.33
	3	65672	33657	51.25
	4	55368	30588	55.24

سال	فصل	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (۱۳۷۶)	تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری	شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی
1374	1	55495	36493	65.76
	2	78442	55958	71.34
	3	69044	48629	70.43
	4	61346	44848	73.11
1375	1	61983	50564	81.58
	2	83836	73202	87.32
	3	72075	64716	89.79
	4	65202	59866	91.82
1376	1	63930	63186	98.84
	2	85340	85719	100.44
	3	75510	75541	100.04
	4	67897	68232	100.49
1377	1	65954	68840	104.38
	2	89034	97090	109.05
	3	77138	84883	110.04
	4	68574	78322	114.22
1378	1	70518	89494	126.91
	2	87313	124575	142.68
	3	80115	116666	145.62
	4	68569	105890	154.43
1379	1	71619	123232	172.07
	2	93421	167350	179.14
	3	83385	151083	181.19
	4	73854	138808	187.95
1380	1	72937	146367	200.68
	2	97450	194211	199.29
	3	86698	173457	200.07
	4	77020	157701	204.75

سال	فصل	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (۱۳۷۶)	تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری	شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی
1381	1	81938	198045	241.70
	2	105551	258751	245.14
	3	88701	230101	259.41
	4	83025	239579	288.56
1382	1	88893	249220	280.36
	2	110182	313030	284.10
	3	96656	278051	287.67
	4	89041	269233	302.37
1383	1	93459	311492	333.29
	2	116302	390774	336.00
	3	103024	359604	349.05
	4	91550	344161	375.93
1384	1	98285	391656	398.49
	2	122113	478480	391.83
	3	106603	428013	401.50
	4	94979	403066	424.37
1385	1	104217	469997	450.98
	2	125709	545873	434.24
	3	111869	489787	437.82

Using the Aggregate Demand-Aggregate Supply Model to Identify Structural Demand-Side and Supply-Side Shocks: Results Using a Bivariate VAR

دو متغیره با وقفه بهینه سهVARتخمین مدل

Vector Autoregression Estimates
Sample: 1370Q1 1385Q3
Included observations: 63
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

DLP	DLY	
-0.171841	-0.42512	DLY(-1)
-0.1288	-0.115	
[-1.33415]	[-3.69664]	
-0.205698	-0.45891	DLY(-2)
-0.13503	-0.12056	
[-1.52336]	[-3.80642]	
0.126242	-0.60938	DLY(-3)
-0.13352	-0.11921	
[0.94551]	[-5.11176]	
0.177415	-0.04302	DLP(-1)
-0.13764	-0.12289	
[1.28897]	[-0.35010]	
-0.071759	-0.34174	DLP(-2)
-0.1378	-0.12303	
[-0.52075]	[-2.77756]	
0.190774	0.020608	DLP(-3)
-0.13475	-0.12031	
[1.41581]	[0.17130]	
0.05853	-0.02458	C
-0.04053	-0.03619	
[1.44405]	[-0.67913]	
-0.065171	0.124326	S1
-0.05233	-0.04672	
[-1.24543]	[2.66101]	
-0.030671	0.181246	S2
-0.06189	-0.05526	
[-0.49559]	[3.28011]	
0.018017	-0.02539	S3
-0.05385	-0.04808	
[0.33457]	[-0.52803]	
0.425689	0.956231	R-squared
0.328165	0.948799	Adj. R-squared
0.099095	0.078998	Sum sq. resids
0.04324	0.038607	S.E. equation
4.364952	128.6571	F-statistic
113.9335	121.073	Log likelihood
-3.299475	-3.52613	Akaike AIC
-2.96E+00	-3.18595	Schwarz SC
5.20E-02	0.012505	Mean dependent
0.052754	0.170621	S.D. dependent
2.65E-06		Determinant resid covariance (dof adj.)
1.87E-06		Determinant resid covariance
236.6052		Log likelihood
-6.876354		Akaike information criterion
-6.195994		Schwarz criterion