

شناسایی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در ایران

دکتر ابراهیم هادیان*

مرتضی خورسندی**

تاریخ پذیرش: ۸۷/۲/۱۷

تاریخ ارسال: ۸۶/۱/۲۹

چکیده

به طور کلی، سیاست‌های تثبیتی با هدف تعدیل نوسانات متغیرهای کلیدی از جمله نرخ حقیقی ارز تدوین و اجرا می‌شود. توفیق این سیاست‌ها در کنترل نوسانات و تعدیل آثار آن بر متغیرهای اقتصادی دیگر مستلزم شناسایی منابع نوسان در هر اقتصادی می‌باشد. بر همین اساس، در این پژوهش به دنبال شناسایی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران هستیم. برای این منظور از یک مدل خودهمبسته‌برداری ساختاری (SVAR) و داده‌های فصلی برای دوره ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۸۵:۱ استفاده کرده‌ایم. پس از برآورد مدل، با استفاده از توابع واکنش به تکانه، اثر شوک‌های مختلف شامل شوک‌های حقیقی طرف عرضه، شوک‌های حقیقی طرف تقاضا و شوک‌های اسمی (شوکه‌های مربوط به بازارهای پولی و مالی) روی نرخ حقیقی ارز را مورد بررسی قرار داده و سپس، با به‌کارگیری روش تجزیه واریانس سهم هر یک از این شوک‌ها را در ایجاد نوسانات در متغیر مورد نظر محاسبه کرده‌ایم. نتایج کلی نشان می‌دهد که شوک‌های حقیقی طرف تقاضا اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ حقیقی ارز در ایران است؛ به طوری که سهم آن در واریانس نرخ حقیقی ارز در بلند مدت بیش از ۸۵ درصد بوده است. پس از آن، شوک‌های حقیقی طرف عرضه با سهم حدود ۱۲ درصد رتبه دوم را در ایجاد این نوسانات به خود اختصاص داده است. افزون بر این، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که سهم شوک‌های اسمی در ایجاد نوسانات نرخ حقیقی ارز در ایران از حداقل مقدار برخوردار بوده و در واقع، نقش بسیار اندکی را در این خصوص داشته است.

طبقه‌بندی JEL: F31, C32.

واژگان کلیدی: نوسانات نرخ حقیقی ارز، توابع واکنش به تکانه، تجزیه واریانس، مدل SVAR.

*. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز
e-mail: ehadian@rose.shirazu.ac.ir

** . دانشجوی دکتری بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

مقدمه

اینکه چه عواملی می‌تواند منبع اصلی ایجاد نوسان در نرخ حقیقی ارز باشد، از دیرباز مورد بحث و بررسی اقتصاددانان قرار گرفته است. پاسخ‌های موجود به این پرسش را می‌توان به دو گروه اصلی تقسیم کرد. گروهی از اقتصاددانان، اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ حقیقی ارز را اختلالات موجود در بازارهای پولی و مالی و به بیان دیگر شوک‌های اسمی^۱ می‌دانند؛ اما گروه دیگر، اختلالات ایجادشده در متغیرهای حقیقی اقتصاد را که به شوک‌های حقیقی^۲ معروفند، اصلی‌ترین علت و منبع نوسان در نرخ حقیقی ارز می‌دانند.

با بررسی مطالعات انجام شده در زمینه منابع نوسان نرخ حقیقی ارز، دو مطالعه پایه‌ای قابل تشخیص است. مطالعات لاسترایس^۳ (۱۹۹۲) و کلاریدا^۴ و گالی^۵ (۱۹۹۴) که بسیاری از مطالعات بعدی انجام شده در این زمینه، از این دو الگو و به ویژه از الگوی دوم استفاده کرده‌اند.

لاسترایس (۱۹۹۲) از اولین کسانی است که منابع نوسان نرخ ارز را مورد بررسی قرار می‌دهد. پژوهش وی برای شش کشور آمریکا، آلمان، انگلستان، ژاپن، ایتالیا و کانادا در دوره ۱۹۷۳-۱۹۸۹ به صورت ماهانه انجام شده است. در این پژوهش، از یک الگوی خود توضیح برداری^۶ دو متغیره، شامل تغییرات نرخ ارز اسمی و حقیقی استفاده شده است. وی دو نوع اختلال ساختاری را در پژوهش خود تشخیص می‌دهد. یکی از آنها بر نرخ حقیقی ارز در بلندمدت اثر ندارد، اما می‌تواند بر نرخ اسمی ارز اثرگذار باشد. اختلال دیگر، بر هر دو متغیر اثرگذار است. او شوک اول را شوک اسمی و دومی را شوک حقیقی تفسیر می‌کند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که برای تمام کشورهای بررسی‌شده، شوک‌های حقیقی به عنوان اصلی‌ترین علت نوسانات نرخ ارز مشخص می‌شود.

کلاریدا و گالی (۱۹۹۴) از یک الگوی خود توضیح برداری سه متغیره، شامل نرخ تغییر در محصول حقیقی، نرخ حقیقی ارز و سطح قیمت‌ها، برای بررسی علت نوسانات نرخ حقیقی ارز استفاده کرده‌اند. در این پژوهش، اثر شوک‌های حقیقی طرف عرضه، شوک‌های حقیقی طرف تقاضا و شوک‌های اسمی بر نرخ حقیقی ارز در بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. تجلیل آنها بر اساس داده‌های فصلی در دوره ۱۹۷۳-۱۹۹۲ مربوط به چهار کشور ژاپن، آلمان، انگلستان و کانادا بوده که هر سه متغیر به نسبت متغیر متناظر خود در آمریکا در نظر گرفته شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در دو کشور ژاپن و آلمان شوک‌های اسمی، عمده واریانس نرخ حقیقی ارز را توضیح می‌دهد. شوک‌های سمت عرضه

1. Nominal shocks
2. Real shocks
3. Lastrapes, W. D
4. Clarida, R.
5. Gali, J.
6. Vector Autoregressive Model (VAR)

اثر چندانی بر نوسانات نرخ حقیقی ارز در هر چهار کشور نداشته و در دو کشور دیگر، شوک‌های سمت تقاضا بیشترین سهم را در نوسانات نرخ ارز داشته است.

چادها^۱ و پراساد^۲ (۱۹۹۷)، فونکه^۳ (۲۰۰۰)، کنتولمیس^۴ و رس^۵ (۲۰۰۵)، وانگ^۶ (۲۰۰۵) از جمله پژوهش‌هایی هستند که از الگوی پیشنهادی کلاریدا و گالی استفاده کرده‌اند. همچنین، پژوهش‌های اندرس^۷ و لی^۸ (۱۹۹۷)، چادوری^۹ (۲۰۰۲)، بورگیجس^{۱۰} و کویجس^{۱۱} (۲۰۰۴) از الگوی لاستراپس برای بررسی منبع نوسانات نرخ حقیقی ارز بهره برده‌اند. پژوهش‌های انجام شده نتایج متفاوتی را در کشورهای مختلف و براساس الگوهای مختلف نشان می‌دهند. در برخی از پژوهش‌ها نظیر چادوری (۲۰۰۲) و وانگ (۲۰۰۵)، شوک‌های حقیقی دلیل اصلی نوسانات نرخ حقیقی ارز در بلندمدت شناخته شده و در برخی دیگر نظیر بورگیجس و کویجس (۲۰۰۴) شوک‌های اسمی منبع اصلی نوسانات است.

مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران در زمینه نرخ ارز، عمدتاً به بررسی عوامل تعیین کننده نرخ ارز پرداخته و کمتر به منابع نوسانات نرخ ارز و تفکیک آن به شوک‌های حقیقی و اسمی توجه شده است. جلائی، حری و کرمانی (۱۳۸۵) رفتار نرخ ارز واقعی و چگونگی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی را بر آن مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها از داده‌های سالیانه ایران طی سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۳ و یک الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) شامل متغیرهای مالی، پولی و ارزی جهت بررسی خود استفاده نمودند. نتایج حاصل از تخمین نشان داد که شاخصهای سیاست پولی، سیاست ارزی و درجه باز بودن اقتصاد در کوتاه مدت اثر منفی و در بلندمدت تاثیر مثبت بر نرخ ارز واقعی داشته است. اما شاخص سیاست مالی در کوتاه مدت اثر مثبت و در بلندمدت اثر منفی دارد.

صباغ کرمانی و شقاقی شهری (۱۳۸۴) به بررسی عوامل موثر بر نرخ ارز واقعی در ایران طی سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۰ پرداخته‌اند. در این مقاله از یک الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)، تحلیل تکانه واکنش و تجزیه واریانس جهت بررسی اثر متغیرهای مختلف استفاده شده است. به طور کلی نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که طی دوره مزبور، افزایش کسری بودجه دولت، رابطه مبادله و

1. Chadha, B.
2. Prasad, E.
3. Funke, M.
4. Kontolemis, Z. G
5. Ross, K.
6. Wang, T.
7. Enders, W.
8. Lee, B. S.
9. Chadhury,
10. Borghijs, A.
11. Kuijs, L.

حجم پول سبب افزایش نرخ واقعی ارز در ایران شده و برعکس افزایش در متغیرهای مالیات بر واردات، خالص دارائیهای خارجی و نیز قیمتتهای نفتی از عوامل کاهنده نرخ ارز به حساب می آید. مدنی اصفهانی (۱۳۸۲) مدل پولی تعدیل یافته کاگان در شرایط تورمی را برای تعیین نرخ ارز در ایران مورد آزمون قرار داده است. بر مبنای این مدل در وضعیت ابر تورمی تعیین نرخ ارز توسط عرضه و تقاضای پول و در بازار پول انجام می پذیرد. این تحقیق برای دوره تورمی ۱۳۶۹-۱۳۷۷ و با استفاده از داده‌های ماهیانه انجام شده و از آزمون یوهانسن یوسیلیوس جهت بررسی رابطه هم‌تجمعی استفاده می‌نماید. نتایج حاصل تایید کننده تعیین نرخ ارز در بازار پول در ایران طی دوره تورمی مورد بررسی می‌باشد.

در این مقاله، از یک مدل خود توضیح‌برداری ساختاری^۱ که توسط کلاریدا^۲ و گالی^۳ در سال ۱۹۹۴ مطرح شده- و در بسیاری از پژوهش‌ها استفاده شده است- برای بررسی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در ایران، استفاده خواهیم کرد. بدین منظور دو الگوی مختلف، یکی برای نرخ حقیقی مؤثر ارز و دیگری برای نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار آمریکا) و با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۳۷۰:۱-۱۳۸۵:۱ برآورد خواهیم کرد. براساس الگوی کلاریدا و گالی سه نوع شوک قابل تشخیص است که عبارتند از شوک‌های حقیقی طرف عرضه، شوک‌های حقیقی طرف تقاضا و شوک‌های اسمی. پس از برآورد مدل خودتوضیح‌برداری ساختاری، با استفاده از توابع تکانه واکنش^۴ و روش تجزیه واریانس^۵ اثر این شوک‌ها را بر نرخ حقیقی ارز در ایران مشخص خواهیم کرد.

۱. مبانی نظری و ساختار الگو

پس از فروپاشی سیستم برتن وودز در اوایل ۱۹۷۰ نوسانات نرخ حقیقی ارز به طور چشمگیری افزایش پیدا کرد. همچنین، مشاهده شد که نوسانات نرخ حقیقی ارز در سیستم نرخ ارز شناور بیشتر از سیستم نرخ ارز ثابت است. گروهی از اقتصاددانان نظیر ماندل (۱۹۶۲) فلمینگ (۱۹۶۲) و دورنبوش (۱۹۷۶) بر این تأکید داشتند که علت نوسانات نرخ حقیقی ارز در سیستم نرخ ارز شناور، وجود نوسانات در نرخ اسمی ارز است. بنابراین براساس نظر این گروه، نوسانات نرخ اسمی ارز، به عنوان یک قیمت اسمی- که ناشی از اختلالات در بازارهای پولی و مالی است- اصلی‌ترین علت نوسانات نرخ حقیقی ارز است. در واقع، بر اساس نظر این گروه نرخ اسمی ارز، نقش یک تشدیدکننده و انتقال‌دهنده را بازی کرده و شوک‌های اسمی را به نرخ حقیقی ارز منتقل می‌کند. بر این اساس، سیستم نرخ ارز ثابت می‌تواند نسبت

1. Structural VAR
2. R, Clarida.
3. J, Gali.
4. Impulse- Response Functions
5. Variance Decomposition

به سیستم نرخ ارز شناور مناسب‌تر تلقی شود؛ چرا که با ثابت نگه‌داشتن نرخ اسمی ارز، شوک‌های حقیقی بر بخش حقیقی اقتصاد اثر منفی خواهد گذاشت.

دسته دیگری از اقتصاددانان نظیر استاکمن^۱ (۱۹۸۸) و مک دونالد^۲ (۱۹۹۸) نظر متفاوتی دارند. بر اساس نظر این گروه، شوک‌های حقیقی در متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند علت اصلی نوسانات نرخ حقیقی ارز باشد. به بیان دیگر، این نوسانات نرخ حقیقی ارز است که علت نوسان در نرخ اسمی ارز است و نرخ اسمی ارز یک متغیر خنثی بوده و اثری بر متغیرهای حقیقی ندارد. مک دونالد (۱۹۹۸) بیان می‌کند که نوسانات نرخ حقیقی ارز به صورتی انجام می‌شود که عدم تعادل ایجاد شده ناشی از شوک‌های حقیقی وارد شده به اقتصاد را از بین برده و اقتصاد با سرعت بیشتری به تعادل می‌رسد. بنابراین، بر اساس نظر این گروه از اقتصاددانان، سیستم نرخ ارز شناور می‌تواند باعث ایجاد تعادل در اقتصاد و کاهش آثار مخرب شوک‌های حقیقی شود.

بر این اساس، اینکه علت نوسانات نرخ ارز، شوک‌های اسمی است یا حقیقی، می‌تواند در سیاستگذاری مؤثر باشد. راجرز^۳ (۱۹۹۹) بیان می‌کند در صورتی که شوک‌های حقیقی علت اصلی نوسانات نرخ حقیقی ارز باشد، رژیم نرخ ارز شناور مطلوب‌تر از رژیم نرخ ارز ثابت خواهد بود.

با گسترش روش‌های اقتصادسنجی، پژوهش‌های بسیاری در زمینه منابع نوسان نرخ ارز انجام شده است. بیشتر این پژوهش‌ها از الگوی خود توضیح‌برداری و توابع تکانه واکنش برای تحلیل استفاده کرده‌اند. در این پژوهش، از یک الگوی خود توضیح‌برداری ساختاری سه متغیره- که اولین بار توسط کلاریدا و گالی (۱۹۹۴) استفاده شده و تاکنون در بسیاری از مطالعات به کار رفته است- برای بررسی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در ایران استفاده می‌کنیم.

برای آشنایی با روش استفاده‌شده در این پژوهش و برآورد الگوی خود توضیح‌برداری ساختاری^۴، بردار زیر را در نظر بگیرید:

$$X_t = [\Delta y_t, \Delta q_t, \Delta p_t]'$$

که در آن، Δ نشان‌دهنده عملگر تفاضل بوده و

$$y_t = (y_{ht} - y_{ft})$$

$$q_t = (e_t - p_t)$$

$$p_t = (p_{ht} - p_{ft})$$

y_{ht} : لگاریتم درآمد حقیقی داخلی،

1. Stockman
2. MacDonald
3. J.H., Rogers.
4. SVAR

y_{ft} : لگاریتم درآمد حقیقی خارجی،

q_t : لگاریتم نرخ حقیقی ارز،

e_t : لگاریتم نرخ اسمی ارز،

p_t : لگاریتم قیمت نسبی داخلی به خارجی،

p_{ht} : لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی،

p_{ft} : لگاریتم سطح قیمت‌های خارجی.

X_t که y_t ، q_t و p_t جمعی از درجه یک، $I(1)$ ، فرض شده‌اند. به طوری که متغیرهای بردار X_t که تفاضل مرتبه اول آنها است، همگی پایا بوده و ارتباط هم‌جمعی بین آنها وجود ندارد.

حال، فرض کنید X_t از یک فرایند میانگین متحرک برداری^۱ به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$X_t = A_1 \varepsilon_t + A_2 \varepsilon_{t-1} + A_3 \varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=1}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} = \sum_{i=1}^{\infty} A_i L^i \varepsilon_t \quad (1)$$

$$A_i = \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} & a_{13,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} & a_{23,i} \\ a_{31,i} & a_{32,i} & a_{33,i} \end{bmatrix} \quad (i = 1, 2, \dots)$$

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}]'$$

L عملگر تأخیر زمانی و ε_t از توزیع نرمال برخوردار بوده و اختلال سفید است.

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{و} \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \sum_{\varepsilon} = I \quad \text{و} \quad E(\varepsilon_s \varepsilon_t') = 0 \quad \forall s \neq t \quad (2)$$

در واقع، فرض کرده‌ایم که متغیرهای موجود در سیستم توسط اختلالات ایجادشده در گذشته و حال تعیین می‌شود. این اختلالات به شوک‌های ساختاری تعبیر می‌شود. باید توجه داشته باشیم که عناصر ماتریس A_i همان ضرایب تکانه واکنش هستند. به طور مثال، $a_{11,i}$ نشان دهنده پاسخ اولین متغیر موجود در سیستم Δy_t به یک واحد شوک ایجادشده در معادله دوم، در زمان $t-i$ ، ε_{2t-i} ، است. برای مشخص کردن شوک‌های ساختاری و پیدا کردن ضرایب تکانه واکنش، ابتدا لازم است که یک الگوی خود توضیح برداری به صورت زیر برآورد شود:

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + B_3 X_{t-3} + \dots + B_p X_{t-p} = \sum_{i=1}^p B_i L^i X_t + e_t = B(L)X_t + e_t \quad (3)$$

$$\rightarrow X_t = B(L)X_t + e_t \rightarrow [I - B(L)]X_t = e_t \rightarrow X_t = [I - B(L)]^{-1} e_t \quad (4)$$

با به کارگیری قاعده تصاعد هندسی می‌توان نوشت:

$$X_t = [I + B(L) + B(L)^2 + \dots] e_t$$

1. Vector Moving Average (VMA)

$$X_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots$$

$$C_i = \begin{bmatrix} c_{11,i} & c_{12,i} & c_{13,i} \\ c_{21,i} & c_{22,i} & c_{23,i} \\ c_{31,i} & c_{32,i} & c_{33,i} \end{bmatrix} \quad (i = 1, 2, \dots)$$

$$e_t = [e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}]'$$

$$E(e_t) = 0 \quad \text{و} \quad E(e_t e_s') = \Sigma_e = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^e & \sigma_{12}^e & \sigma_{13}^e \\ \sigma_{21}^e & \sigma_{22}^e & \sigma_{23}^e \\ \sigma_{31}^e & \sigma_{32}^e & \sigma_{33}^e \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad E(e_s e_t) = 0 \quad \forall s \neq t \quad (5)$$

با مقایسه معادله ۱ و ۴ داریم:

$$e_t = A_i \varepsilon_t \quad (6)$$

برای تبدیل جملات اختلال معادله برآورد شده، یعنی معادله ۳، به شوک‌های اصلی که نوسانات متغیرهای برون‌زا را تعیین می‌کند، سه قید شناسایی نیاز است. بنابراین، سه فرض جدید در مورد شوک‌های ساختاری به عنوان قیود شناسایی اضافه می‌کنیم.

سه نوع شوک ساختاری قابل تشخیص است. شوک عرضه کل، $\varepsilon_t^s \equiv \varepsilon_{1t}$ ، شوک‌های تقاضای کل، $\varepsilon_t^d \equiv \varepsilon_{2t}$ و شوک‌های اسمی، $\varepsilon_t^n \equiv \varepsilon_{3t}$. فرض می‌کنیم که شوک‌های تقاضای کل در بلندمدت اثری بر درآمد حقیقی نداشته، و همچنین، شوک‌های اسمی در بلندمدت تنها بر سطح قیمت‌ها مؤثر بوده و بر درآمد حقیقی و نرخ حقیقی ارز اثری ندارد. گفتنی است که این قیود براساس فرضیات اقتصاددانان مکتب کلاسیک تنظیم شده است. اگر بخواهیم این سه فرض را به صورت ریاضی بیان کنیم، خواهیم داشت:

$$\sum_{i=1}^{\infty} \frac{\partial(\Delta y_t)}{\partial(L^i \varepsilon_t^d)} = 0, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\partial(\Delta y_t)}{\partial(L^i \varepsilon_t^n)} = 0, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\partial(\Delta q_t)}{\partial(L^i \varepsilon_t^s)} = 0 \quad (7)$$

بر این اساس، جمع A_i ها در معادله ۱ به صورت یک ماتریس پایین مثلثی در خواهد آمد:

$$\sum_{i=1}^{\infty} A_i = \sum_{i=1}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} & a_{13,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} & a_{23,i} \\ a_{31,i} & a_{32,i} & a_{33,i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 \\ * & * & 0 \\ * & * & * \end{bmatrix} \quad (8)$$

در این حالت، سیستم ما دقیقاً شناسایی شده و این اجازه را می‌دهد که شوک‌های ساختاری را به دست آورده و تحلیل تکانه واکنش انجام دهیم.^۱

در این پژوهش، دو الگوی خود توضیح برداری به صورت معادله ۳، برآورد می‌شود. الگوی اول برای نرخ حقیقی ارز مؤثر و الگوی دوم برای نرخ حقیقی دلار آمریکا طراحی شده است.

۲. داده‌ها و منابع آماری

در این پژوهش، از داده‌های فصلی برای دوره ۱۳۷۰:۱-۱۳۸۵:۱ استفاده کرده‌ایم. آمارهای مربوط به تولید حقیقی و سطح قیمت‌های ایران را از آمارنامه "حساب‌های ملی فصلی ایران" مربوط به بانک مرکزی در سال‌های مختلف، استخراج کرده‌ایم. همچنین، آمار نرخ اسمی ارز از "نماگرهای بانک مرکزی" مربوط به سال‌های مختلف و آمار نرخ حقیقی مؤثر ارز، سطح قیمت‌ها و تولید حقیقی کشورهای دیگر را از آمارنامه "آمارهای مالی بین‌المللی" ^۱ مربوط به سال ۲۰۰۶ استخراج کرده‌ایم. از آنجا که آمارهای فصلی مربوط به تولید و سطح قیمت‌های بسیاری از شرکای تجاری ایران نظیر امارات متحده عربی، عراق، هند و چین در دوره مورد بررسی در آمارنامه یادشده وجود ندارد و دیگر شرکای بزرگ تجاری ایران نظیر آلمان، ژاپن و ایتالیا از جمله کشورهای صنعتی هستند، از شاخص قیمت و شاخص تولیدات صنعتی در کشورهای صنعتی به عنوان جایگزین شاخص قیمت و تولید حقیقی کشور خارج در الگوی نرخ مؤثر ارز استفاده کرده‌ایم. برای محاسبه نرخ حقیقی ارز از رابطه زیر استفاده کرده‌ایم:

$$Q_t = E_t \frac{P_t^*}{P_t} \quad (9)$$

Q_t : نرخ حقیقی ارز،

E_t : نرخ اسمی ارز،

P_t^* : سطح قیمت خارجی،

P_t : سطح قیمت داخلی.

۳. نتایج تجربی

۳-۱. آزمون پایایی

قبل از برآورد الگوها ابتدا باید از وضعیت پایایی و درجه هم‌جمعی متغیرها اطلاع یابیم. برای بررسی پایایی سری‌ها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم‌یافته براساس رابطه زیر استفاده می‌کنیم:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این معادله، یک معادله با وقفه است. تعداد وقفه بهینه P ، برای این معادله براساس شوارتز بیزین (SBC) انتخاب شده است. نتایج آزمون برای متغیرهای استفاده شده در هر دو الگو و همچنین، تفاضل مرتبه اول آنها را در جدول ۱ ارائه کرده‌ایم. با توجه به جدول ۱ و با مقایسه آماره‌های آزمون و مقادیر بحرانی، مشخص است که تمام متغیرهای مربوط به هر دو الگو در سطح ناپایا هستند، اما تفاضل مرتبه اول آنها پایا بوده، بنابراین، همگی جمعی از درجه یک $I(1)$ هستند.

۲-۳. آزمون هم‌تجمعی یوهانسن یوسیلیوس

برای بررسی وجود رابطه هم‌تجمعی بین متغیرهای موجود در هر یک از الگوها از روش یوهانسن یوسیلیوس استفاده می‌کنیم. در این روش، از آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و اثر (λ_{trace})، برای تعیین تعداد بردارهای هم‌تجمعی استفاده می‌کنیم. جدول‌های ۲ و ۳ نتایج این آزمون‌ها را نشان می‌دهد. با مقایسه آماره‌های آزمون و مقادیر بحرانی، در هر دو الگو و بر اساس هر دو آزمون، فرضیه عدم وجود بردار هم‌تجمعی رد نمی‌شود، بنابراین، بین متغیرهای موجود در هر دو الگو ارتباط هم‌تجمعی وجود نداشته و می‌توانیم از یک الگوی خودتوضیح‌بردار شامل تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده کنیم.

۳-۳. توابع تکانه واکنش و تجزیه واریانس

پس از اطمینان از برقراری شرایط اولیه برآورد الگوی خود توضیح برداری ساختاری شامل تفاضل مرتبه اول متغیرها- که در قسمت ساختار الگو به آن اشاره شد- دو الگوی مختلف یکی را برای نرخ حقیقی مؤثر ارز و دیگری را برای نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار) برآورد کردیم. سپس، توابع تکانه واکنش و روش تجزیه واریانس برای هر دو الگو را به دست آوردیم.

نمودار ۱، توابع تکانه واکنش مربوط به الگوی خود توضیح برداری ساختاری شامل متغیرهای نرخ حقیقی مؤثر ارز، تولید و قیمت را نشان داده و اثر هر یک از شوک‌های ساختاری را روی متغیرهای الگو در کوتاه مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. براساس قسمت الف نمودار، شوک‌های حقیقی طرف عرضه اثر آنی شدید و مثبت بر تولید حقیقی داشته، اما پس از یک فصل اثر این شوک کاهش یافته و در دوره‌های بعدی از بین می‌رود. شوک‌های حقیقی طرف تقاضا و شوک‌های اسمی نیز بر اساس انتظار و فروض انجام شده اثر چندانی بر تولید حقیقی ندارند.

براساس قسمت ب، شوک‌های تقاضا و عرضه اثر آنی و مثبت بر نرخ حقیقی مؤثر ارز داشته که اثر آنی شوک تقاضا بیشتر از شوک عرضه بوده است. شوک مثبت تقاضا باعث کاهش ارزش پول شده و این با انتظارات ما مطابقت دارد. در واقع، افزایش تقاضای کل باعث افزایش تقاضا برای کالاهای خارجی و افزایش نرخ ارز می‌شود. اما اینکه شوک مثبت عرضه با کاهش ارزش پول ملی همراه شده است، با مبانی نظری سازگار نیست. یک دلیل اصلی برای این امر می‌تواند این باشد که تولید کشور به شدت وابسته به درآمدهای نفتی است و در صورتی که درآمدهای نفتی به ارزش حقیقی افزایش یابد، این می‌تواند باعث افزایش مخارج دولتی و افزایش خرید دولتی از کالاهای خارجی شده و نرخ ارز را افزایش دهد.

اثر شوک تقاضا پس از یک فصل و اثر شوک عرضه پس از دو فصل به سمت صفر نزدیک شده و از بین می‌رود. همچنین، شوک اسمی اثر قابل ملاحظه‌ای در بلندمدت بر نرخ حقیقی ارز نداشته که این هم با فرض‌های ما در الگوی SVAR سازگاری دارد. بر اساس قسمت ج، شوک اسمی اصلی‌ترین اثر را بر سطح قیمت‌ها داشته و این اثر تا حدود شش فصل، یعنی یک سال و نیم دوام دارد. شوک مثبت سمت عرضه یک اثر آنی مثبت بر سطح قیمت‌ها داشته، اما در همان فصل اول این اثر منفی می‌شود. اثر منفی شوک عرضه بر سطح قیمت‌ها، تا حدود فصل چهارم پس از شوک ادامه می‌یابد.

شکل ۲، توابع تکانه واکنش مربوط به الگوی خود توضیح برداری ساختاری شامل متغیرهای نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار)، تولید و قیمت نسبی ایران به آمریکا را نشان می‌دهد. براساس این شکل، یافته‌های این الگو نیز تا حدود زیادی به آنچه در مورد نرخ حقیقی مؤثر ارز بیان شد، شبیه است. یک تفاوت این است که اثر شوک‌های حقیقی طرف تقاضا و شوک‌های اسمی در کوتاه مدت بر تولید حقیقی در این الگو بیشتر بوده است. اما باز هم در بلندمدت مطابق انتظار این اثر از بین می‌رود. همچنین، در این الگو شوک مثبت سمت عرضه اثر آنی منفی بر نرخ حقیقی ارز واقعی داشته و این، مبانی نظری سازگاری بیشتری دارد. تفاوت دیگری که در این الگو ملاحظه می‌شود آن است که شوک تقاضا بر سطح قیمت‌ها اثر مثبت بیشتری داشته و این اثر به نسبت الگوی قبلی در طول زمان پایدارتر است.

توابع تکانه واکنش برای بررسی علامت و چگونگی تغییر هر یک از متغیرها بر اثر شوک‌های مختلف ساختاری، مفید است. اما برای مقایسه اهمیت هر یک از شوک‌های مورد بحث در نوسان متغیرها- که هدف اصلی پژوهش است- باید از روش تجزیه واریانس استفاده کرد. این روش به ما نشان می‌دهد که سهم هر کدام از شوک‌های ساختاری در واریانس متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت چه اندازه است.

نمودار ۳، تجزیه واریانس را برای الگوی اول یعنی الگوی نرخ حقیقی مؤثر ارز نشان می‌دهد. قسمت الف، سهم شوک‌های مختلف را در واریانس تولید حقیقی در طول زمان نشان می‌دهد. بر این اساس، شوک‌های سمت عرضه اصلی‌ترین سهم را در نوسانات تولید حقیقی در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است. پس از شوک‌های حقیقی طرف عرضه، شوک‌های حقیقی طرف

تقاضا اثر بیشتری داشته و شوک‌های اسمی سهم اندکی در نوسانات تولید حقیقی دارد. بر اساس قسمت ب، عامل اصلی نوسانات نرخ مؤثر ارز، شوک‌های تقاضا بوده و پس از آن، شوک‌های عرضه بیشترین اثر را دارد. شوک‌های اسمی نیز سهم قابل ملاحظه‌ای در نوسانات نرخ حقیقی مؤثر ارز ندارد. بر اساس قسمت ج، شوک‌های اسمی اصلی‌ترین سهم را در نوسانات قیمتی داشته و پس از آن شوک‌های سمت عرضه و تقاضا علت نوسانات قیمت است.

نمودار ۴، نتایج تجزیه واریانس را برای الگوی نرخ حقیقی ارز نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نتایج به دست آمده از این الگو نیز کاملاً با نتایج الگوی قبلی هماهنگ بوده است. تنها تفاوت موجود این است که سهم شوک‌های تقاضا از واریانس سطح قیمت‌ها، در بلندمدت بیشتر از شوک‌های عرضه بوده است.

گفتنی است که در این پژوهش از روش تجزیه واریانس چولسکی^۱ استفاده کرده‌ایم. در جداول ۴ و ۵، نتایج تجزیه واریانس نرخ حقیقی ارز را به صورت جدول نشان داده و سهم هر یک از شوک‌ها را در دوره‌های مختلف از واریانس نرخ حقیقی ارزشمخض کرده‌ایم. همان‌طور که ملاحظه می‌شود بر اساس جدول ۴، در بلندمدت در حدود ۸۹/۵ درصد از واریانس نرخ حقیقی مؤثر ارز را شوک‌های حقیقی طرف تقاضا توضیح می‌دهد. سهم شوک‌های حقیقی طرف عرضه حدود ۱۰ درصد و سهم شوک‌های اسمی بسیار ناچیز و نزدیک ۰/۴ درصد است. همچنین، بر اساس جدول ۵، سهم شوک‌های حقیقی طرف تقاضا از واریانس نرخ حقیقی ارز در بلندمدت تقریباً ۸۶ درصد، سهم شوک‌های حقیقی طرف عرضه ۱۲ درصد و سهم شوک‌های اسمی تقریباً ۱/۳ درصد است.

بنابراین، بر اساس نمودارها و جداول ارائه‌شده، روش تجزیه واریانس به ما نشان می‌دهد که اصلی‌ترین علت نوسانات نرخ حقیقی ارز در ایران شوک‌های تقاضای حقیقی و بعد از آن شوک‌های عرضه است.

۴. نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از دو الگوی خود توضیح برداری ساختاری سه متغیره- که توسط کلاریدا و گالی (۱۹۹۴) پیشنهاد شده و در بسیاری از پژوهش‌ها به کار گرفته شده است- منبع نوسانات نرخ حقیقی مؤثر ارز نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار) را در ایران مورد بررسی قرار دادیم. ابتدا، با استفاده از آزمون پایایی دیکی- فولر مشخص می‌شود که تمام متغیرهای مورد استفاده در هر دو الگو جمعی از درجه $I(1)$ بوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شود. نتایج آزمون‌های حداکثر مقادیر ویژه و اثر وجود بردارهای هم‌تجمعی را بین متغیرهای نرخ ارز، تولید نسبی و قیمت نسبی در هر دو الگو تأیید نمی‌کند.

1. Cholesky Decomposition

بنابراین، می‌توان از یک الگوی SVAR شامل تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده کرد. پس از برآورد هر دو الگو و به دست آوردن توابع تکانه واکنش و روش تجزیه واریانس مشخص شد که شوک‌های حقیقی طرف تقاضا، هم در مورد نرخ حقیقی مؤثر ارز و هم در مورد نرخ حقیقی ارز دوجانبه با آمریکا اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ حقیقی ارز در ایران است، به طوری که سهم شوک‌های حقیقی طرف تقاضا در واریانس نرخ حقیقی ارز در بلندمدت در هر دو الگو به بالاتر از ۸۵ درصد می‌رسد. پس از شوک‌های حقیقی طرف تقاضا، شوک‌های حقیقی طرف عرضه رتبه دوم را در ایجاد نوسانات نرخ حقیقی ارز در ایران دارد. سهم شوک‌های حقیقی طرف عرضه در بلندمدت در مورد نرخ حقیقی مؤثر ارز ۱۰ درصد بوده و در مورد نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار) ۱۲/۵ درصد است. بر این اساس می‌توان گفت که شوک‌های حقیقی علت نوسانات نرخ حقیقی ارز در ایران است. از این دیدگاه و بر اساس مطالب ارائه شده در مبانی نظری، سیستم نرخ ارز شناور بر سیستم نرخ ارز ثابت برتری داشته و برای ایران سودمند خواهد بود.



منابع

- جلائی، عبدالمجید؛ حری، حمیدرضا و فاطمه ایرانی کرمانی. (۱۳۸۵) "برآورد رفتار نرخ ارز واقعی در ایران" پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۶، صفحات ۲۵۵-۲۲۹.
- صباغ کرمانی، مجید و وحید شقاقی شهری. (۱۳۸۴) "عوامل موثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خود رگرسیون برداری)" پژوهشنامه اقتصادی، بهار، شماره ۵، صفحات ۷۶-۳۷.
- مدنی اصفهانی، محبوبه. (۱۳۸۲) "الگوی پولی تعیین نرخ ارز در اقتصاد تورمی ایران" پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳، صفحات ۲۵۳-۲۳۳.
- Borghijis, Alain and Louis Kuijs (2004). Exchange Rates in Central Europe: A Blessing or a Curse? International Monetary Fund Working Paper No. 04/2.
- Chadha, Bankim and Eswar Prasad (1997). Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan. International Monetary Fund Staff Papers, Vol 44, No. 3, pp. 328-55.
- Chowdhury, Ibrahim S. (2004). Sources of Exchange Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Six Emerging Market Countries. Applied Financial Economics, Vol. 14, No. 10, pp. 697-705.
- Clarida, Richard and Jordi Gali (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4658.
- Dibooglu, Selahattin and Ali M. Kutun (2000). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary. Zentrum für Europäische Integrationsforschung Working Paper No. B 14.
- Dornbusch, Rudiger (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. The Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 6, pp. 1161-76.
- Enders, Walter and Bong-Soo Lee (1997). Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the post-Bretton Woods Period. Journal of International Money & Finance, Vol. 16, No. 2, pp. 233-54.
- Fleming, J. Marcus (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates. International Monetary Fund Staff Papers, Vol. 9, No. 3, pp. 369-79.
- Funke, Michael (2000). Macroeconomic Shocks in Euroland vs. the UK: Supply, Demand, or Nominal?. International Monetary Fund Staff Papers, Vol. 65, No. 1, pp. 260-9.
- Gottschalk, Jan (2001). An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR Models. Kiel Working Paper No. 1072.

- Kontolemis, Zenon G. and Kevin Ross (2005). Exchange Rate Fluctuations in the New Member States of the European Union. Economics Working Paper Archive No. 0504015.
- Lastrapes, William D. (1992). Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates. *Review of Economics & Statistics*, Vol. 74, No. 3, pp. 530-9.
- Lippi, Marco and Lucrezia Reichlin (1993). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment. *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, pp. 644-52.
- MacDonald, Ronald (1998). What Do We Really Know About Real Exchange Rates?. Oesterreichische Nationalbank Working Paper No. 28.
- Mundell, Robert A. (1962). The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability. *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 9, No. 1, pp. 70-9.
- Rogers, John H. (1999). Monetary Shocks and Real Exchange Rates. *Journal of International Economics*, Vol. 49, No. 2, pp. 269-88.
- Stazka, A. (2006). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Central and Eastern Europe - Temporary or Permanent?. CESifo Workshop on EURO-AREA ENLARGEMENT, CESifo Conference Centre, Munich.
- Stockman, Alan C. (1988). Real Exchange-Rate Variability under Pegged and Floating Nominal Exchange-Rate Systems: An Equilibrium Theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 29, No. 0, pp. 259-94.
- Wang, T. (2005). Sources of real exchange rate fluctuations in China. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33, pp. 753-71.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر		آماره آزمون			
		بدون روند		با روند	
		DF	ADF	DF	ADF
لگاریتم نرخ حقیقی مؤثر ارز	در سطح		-۲/۷۱		-۱/۹۱
	تفاضل مرتبه اول	-۴/۵۱		-۵/۱۷	
لگاریتم قیمت نسبی ایران به سایر کشورها	در سطح	-۱/۳۵		-۰/۰۸	
	تفاضل مرتبه اول	-۳/۳۵		-۳/۶۰	
لگاریتم تولید نسبی ایران و سایر کشورها	در سطح		-۱/۱۳		-۲/۲۸
	تفاضل مرتبه اول	-۷/۸۷		-۷/۸۰	
لگاریتم نرخ حقیقی ارز	در سطح	-۰/۰۷۸			-۲/۵۰
	تفاضل مرتبه اول	-۵/۸۲			-۵/۸۶
لگاریتم قیمت نسبی ایران و آمریکا	در سطح		-۱/۱۶	-۰/۵۴	
	تفاضل مرتبه اول	-۳/۸۰		-۳/۹۰	
لگاریتم تولید نسبی ایران و آمریکا	در سطح	-۱/۱۳			-۱/۹۰
	تفاضل مرتبه اول	-۷/۷۶			-۸/۱۲

مقدار بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد در حالت بدون روند -۲/۹۰

مقدار بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد در حالت با روند -۳/۴۸

جدول ۲- نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای الگوی نرخ حقیقی مؤثر ارز

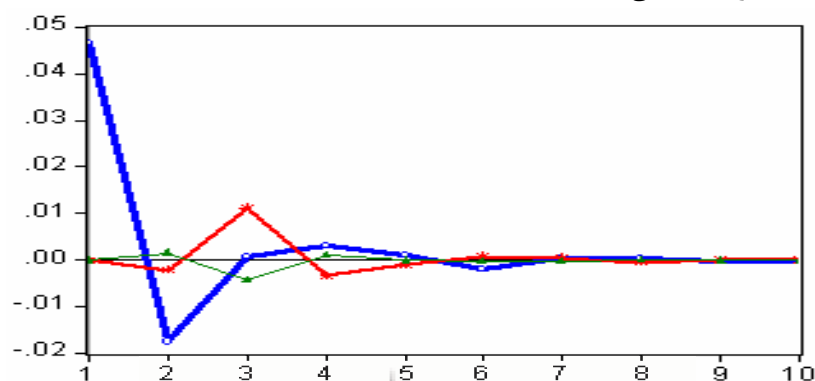
فرضیه H_0 برای هر دو آزمون	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{max}	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{trace}	آزمون λ_{max}		آزمون λ_{trace}	
			مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون
$r = 0$	$r = 1$	$r \geq 1$	۲۵/۴۲	۱۶/۹۳	۴۲/۳۴	۳۹/۲۰
$r \leq 1$	$r = 2$	$r \geq 2$	۱۹/۲۲	۱۴/۱۰	۲۵/۷۷	۲۲/۲۶
$r \leq 2$	$r = 3$	$r \geq 3$	۱۴/۳۹	۸/۱۶	۱۲/۳۹	۸/۱۶

جدول ۳- نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای الگوی نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار)

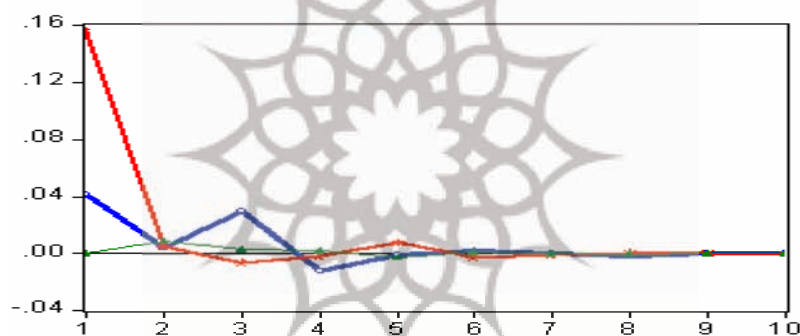
فرضیه H_0 برای هر دو آزمون	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{max}	فرضیه H_1 برای آزمون λ_{trace}	آزمون λ_{max}		آزمون λ_{trace}	
			مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون
$r = 0$	$r = 1$	$r \geq 1$	۱۶/۱۲	۱۵/۵۹	۳۱/۵۴	۳۰/۲۹
$r \leq 1$	$r = 2$	$r \geq 2$	۱۴/۸۸	۱۲/۱۴	۱۷/۸۶	۱۵/۷۰
$r \leq 2$	$r = 3$	$r \geq 3$	۸/۰۷	۳/۵۶	۸/۰۷	۳/۵۶

نمودار ۱- توابع تکانه واکنش الگوی اول (نرخ حقیقی موثر ارز)

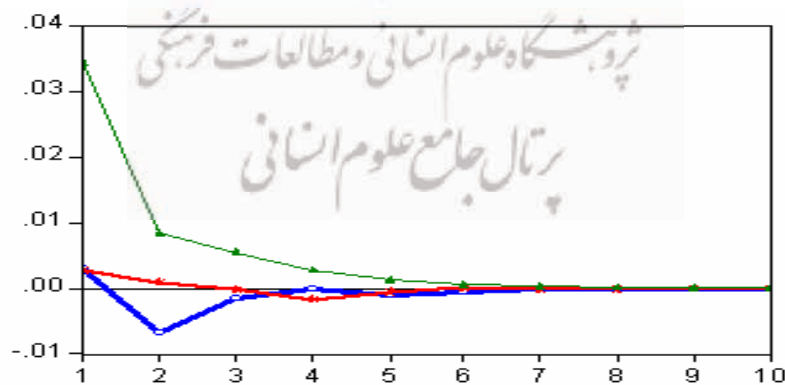
الف: معادله تولید حقیقی



ب: معادله نرخ ارز



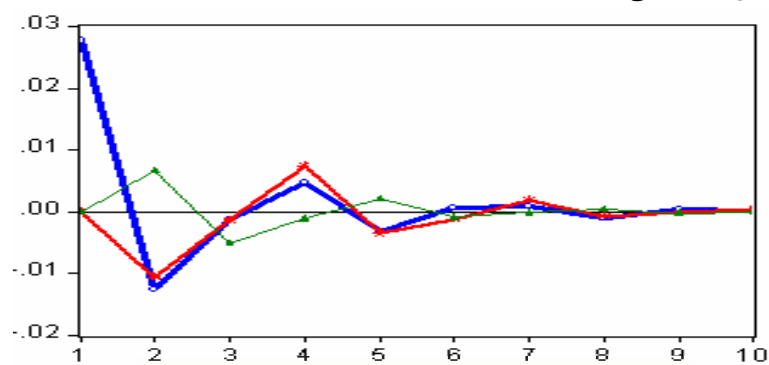
ج: معادله قیمت



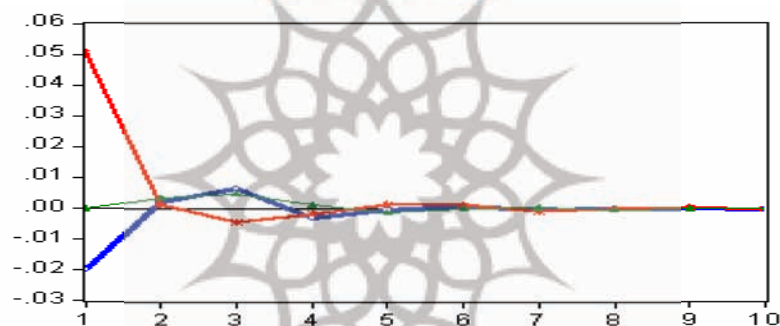
شوک اسمی (سبز) شوک حقیقی طرف تقاضا (قرمز) شوک حقیقی طرف عرضه (آبی)

نمودار ۲- توابع تکانه واکنش الگوی دوم (نرخ حقیقی ارز ریال به دلار)

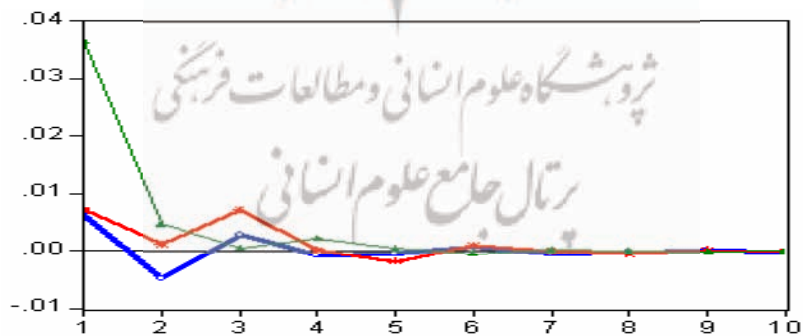
الف: معادله تولید حقیقی



ب: معادله نرخ ارز



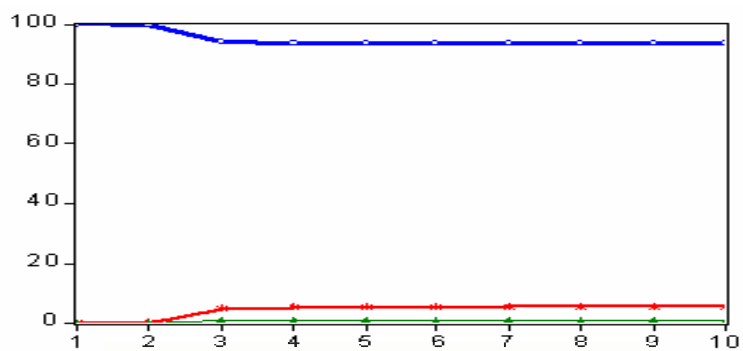
ج: معادله قیمت



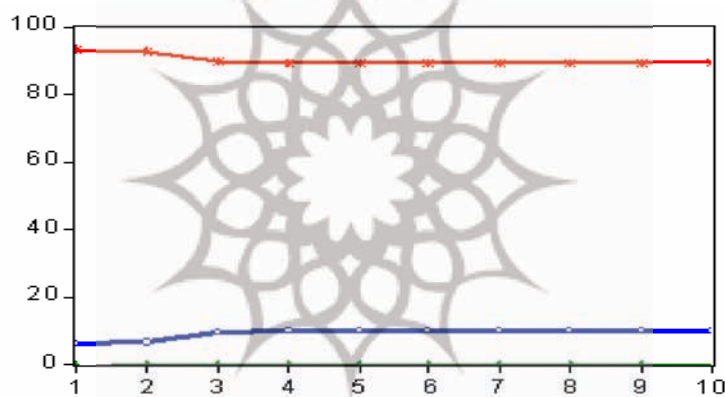
شوک حقیقی طرف عرضه شوک حقیقی طرف تقاضا شوک اسمی

نمودار-۳. نتایج تجزیه واریانس الگوی اول

الف: معادله تولید حقیقی



ب: معادله نرخ ارز



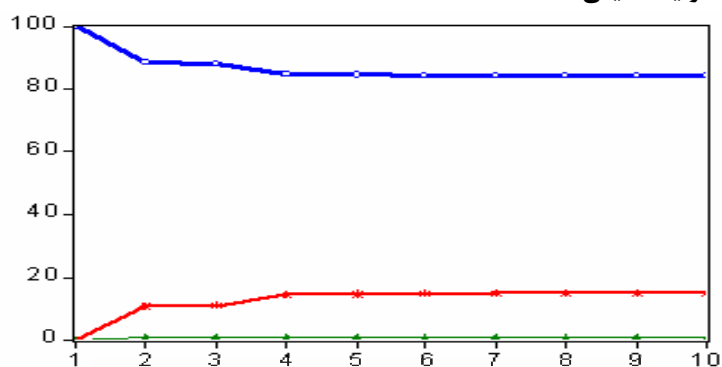
ج: معادله قیمت



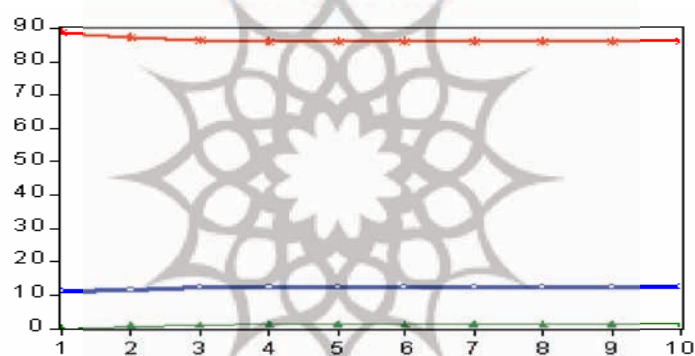
شوک حقیقی طرف عرضه (Blue line with squares) شوک حقیقی طرف تقاضا (Red line with crosses) شوک اسمی (Green line with triangles)

نمودار ۴- نتایج تجزیه واریانس الگوی دوم

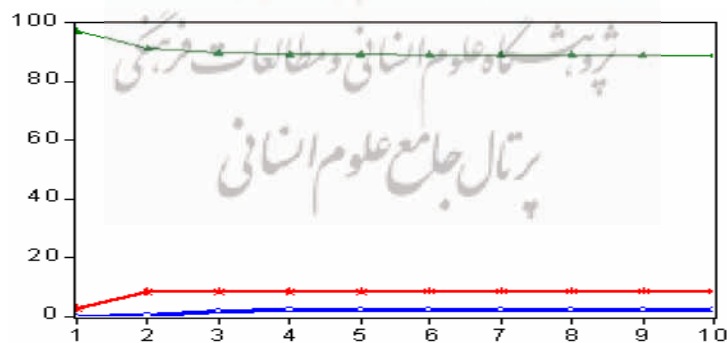
الف: معادله تولید حقیقی



ب: معادله نرخ ارز



ج: معادله قیمت



شوک حقیقی طرف عرضه (Blue) شوک حقیقی طرف تقاضا (Red) شوک اسمی (Green)

جدول - ۴. درصد سهم شوک‌های مختلف در واریانس نرخ حقیقی موثر ارز

دوره	سهم شوک عرضه	سهم شوک تقاضا	سهم شوک اسمی
۱	۶/۵۷	۹۳/۴۳	۰/۰۰
۲	۶/۶۰	۹۳/۰۶	۰/۳۱
۳	۹/۶۴	۹۰/۰۲	۰/۳۳
۴	۱۰/۱۶	۸۹/۵۰	۰/۳۵
۵	۱۰/۱۴	۸۹/۵۰	۰/۳۷
۶	۱۰/۱۵	۸۹/۴۸	۰/۳۷
۷	۱۰/۱۵	۸۹/۴۸	۰/۳۷
۸	۱۰/۱۶	۸۹/۴۷	۰/۳۷
۹	۱۰/۱۶	۸۹/۴۷	۰/۳۷
۱۰	۱۰/۱۶	۸۹/۴۷	۰/۳۷

جدول - ۵. درصد سهم شوک‌های مختلف در واریانس نرخ حقیقی ارز (ریال به دلار)

دوره	سهم شوک عرضه	سهم شوک تقاضا	سهم شوک اسمی
۱/۰۰	۱۱/۱۹	۸۸/۸۱	۰/۰۰
۲/۰۰	۱۱/۷۳	۸۷/۴۷	۰/۸۰
۳/۰۰	۱۲/۵۴	۸۶/۵۵	۱/۱۳
۴/۰۰	۱۲/۳۲	۸۶/۲۰	۱/۲۸
۵/۰۰	۱۲/۵۲	۸۶/۱۹	۱/۲۸
۶/۰۰	۱۲/۵۳	۸۶/۱۷	۱/۲۹
۷/۰۰	۱۲/۵۴	۸۶/۱۷	۱/۲۹
۸/۰۰	۱۲/۵۴	۸۶/۱۷	۱/۲۹
۹/۰۰	۱۲/۵۴	۸۶/۱۷	۱/۲۹
۱۰/۰۰	۱۲/۵۴	۸۶/۱۷	۱/۲۹