اقتصاد کشاورزی / جلد ۷/ شماره‌ی ٤/ صفحه‌های ۲۱-۱

بررسی تأثیر عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران

اسماعیل پیش بهار، محمد قهرمانزاده و طراوت عارف عشقی [۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۱۸

چکیده

عبور نرخ ارز یکی از مباحث مهم در اقتصاد کلان کشورها می‌باشد که به بررسی رابطه بین نوسان نرخ ارز و تعدیل قیمت‌ها می‌پردازد. هدف از این بررسی تعیین میزان تأثیر عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی در ایران می باشد. برای این منظور رهیافت خود توضیح برداری ساختاری (*SVAR*) با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ به کار رفته است. نتایج تحقیق نشان داد که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده و کشش عبور نرخ ارز در کوتاه مدت حدود ۳ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد می‌باشد و نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان داد که سهم کوچکی از تغییرات قیمت مواد غذایی توسط تکانه‌های نرخ ارز و عرضه پول توضیح داده می‌شود و بین ۹۳ تا ۹۸ درصد تغییرات سطح قیمت توسط تکانه‌های مربوط به خود شاخص قیمت مواد غذایی تعیین می‌شود. همچنین با توجه به اینکه عبور نرخ ارز کم، آزادی بیشتری را برای پیگیری سیاست‌های پولی مستقل به ویژه با هدف رسیدن به رژیم‌های تورمی خاص فراهم می‌کند به‌کارگیری سیاست‌های مناسب ارزی می‌تواند در کاهش نرخ تورم به ویژه تورم قیمت مواد غذایی که امنیت غذایی کشور را دچار بحران می‌کند بسیار موثر باشد

طبقه‌بندی JEL : Q11, E31, G38

واژه‌های کلیدی: الگوی خود توضیح برداری ساختاری، تورم، شاخص قیمت مواد غذایی، عبور نرخ ارز.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱] به ترتیب دانشیاران و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
Email: pishbahar@yahoo.com

مقدمه

تورم یکی از تنگناهای اقتصادی ایران در طول سال‌های گذشته بوده و یافتن دلایل اصلی ایجاد آن یکی از موضوع‌های اصلی مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران می‌باشد. با توجه به وابستگی کشور به واردات کالاها و مواد خوراکی، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی خارجی به ویژه نوسان نرخ ارز می‌تواند به بررسی دلایل ایجاد تورم بسیار کمک کند.

یکی از مباحث مهم در موضوعات اقتصاد کلان کشورها که در رابطه با نرخ ارز می‌باشد تبیین رابطه بین نوسان نرخ ارز و تعدیل قیمت کالاهای خارجی است که «عبور نرخ ارز[1]» نامیده می‌شود. دست‌کم دو دلیل برای اهمیت درک عبور نرخ ارز وجود دارد. اول اینکه عبور نرخ ارز مفاهیمی برای بهینه سازی سیاست پولی و نقل و انتقال‌های کلان اقتصادی در سطح بین‌المللی دارد و این یکی از مباحث جدید در الگوهای کلان اقتصادی در اقتصاد باز می‌باشد. دوم اینکه درک عبور نرخ ارز در سطح صنعت چشم‌اندازی در مورد توان بازار بین‌المللی در صنعت بدست خواهد داد (سامینن، ۲۰۰۲).

عبور نرخ ارز به صورت درصد تغییرات در قیمت داخلی به قیمت وارداتی که ناشی از یک درصد تغییر در نرخ ارز مابین جریان‌های صادرات و واردات می‌باشد تعریف می‌شود (سک و کاپسلایموا، ۲۰۰۸). نوسان نرخ ارز به قیمت‌های داخلی از سه طریق، قیمت کالاهای مصرفی وارداتی، قیمت کالاهای واسطه وارداتی و کالاهای تولید داخلی قیمت‌گذاری شده با ارز خارجی انتقال می‌یابد. در حالی که اثر نوسان نرخ ارز در دو مسیر اول مستقیم است در مسیر سوم، نوسان نرخ ارز به قیمت‌های داخلی از طریق تغییرات هزینه تولید به میزان کمتری به طور مستقیم اثر گذار می‌باشد (سامینن، ۲۰۰۲). در مورد مسیرهای مستقیم، تاثیر نوسان نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی می‌تواند از طریق تغییرات قیمت وارداتی کالاهای نهایی و نهاده‌های تولیدی صورت گیرد. تاثیر غیرمستقیم کاهش ارزش پول داخلی، بر قیمت‌های داخلی از طریق «اثر جانشینی» یا «اثر درآمدی» می‌باشد.

نگاره ۱ این مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم و همچنین عوامل موثر بر عبور نرخ ارز را نشان می‌دهد. اقتصاد با عبور نرخ ارز کامل، هنگامی روبه رو می‌شود که واکنش یک به یک قیمت‌های

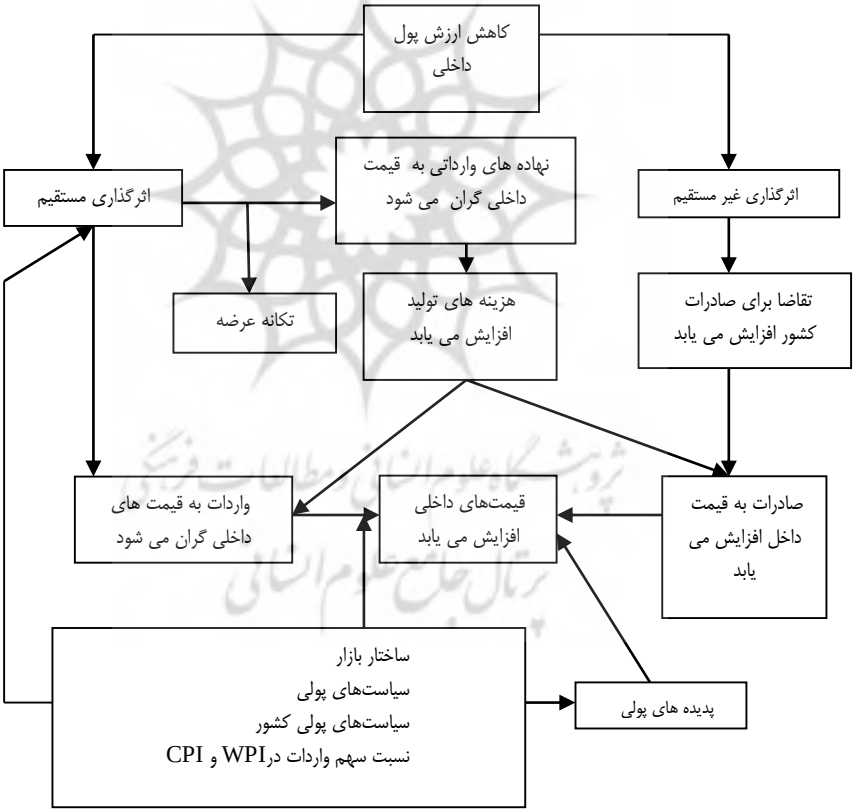
---

[1] -Exchange rate pass-through

این واژه در فارسی به «عبور نرخ ارز» و نیز «گذر نرخ ارز» ترجمه شده است (شجری و همکاران، ۱۳۸۴و موسوی و سبحانی‌پور، ۱۳۸۷).

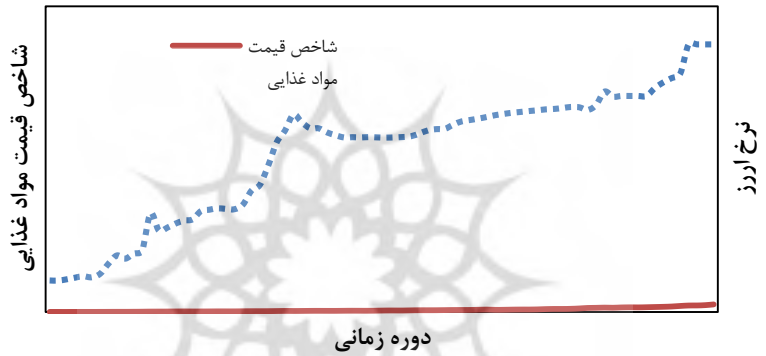
داخلی به تغییرات نرخ ارز وجود داشته باشد. به عبارت دیگر، یک عبور نرخ ارز ناقص یا جزئی، هنگامی که واکنش قیمت به تغییرات نرخ ارز کوچک‌تر از یک به یک باشد رخ می‌هد. (سامینن، ۲۰۰۲).

بررسی اینکه تغییرات نرخ ارز به چه میزان منجر به تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود، همواره یکی از موضوع‌های مورد علاقه اقتصاددانان بوده است. این علاقمندی در دهه ۱۹۷۰ به واسطهٔ وجود تورم فزاینده همراه با به بکارگیری نظام‌های ارزی انعطاف‌پذیرتر در بسیاری از کشورها، به ویژه کشورهای توسعه‌یافته پس از فروپاشی نظام ارزی برتون وودز بیشتر شده است. باتوجه به اینکه یکی از متغیرهای مهم تاثیرگذار بر تورم اقتصاد ایران، افزایش نرخ ارز تشخیص داده شده است، تعیین ساز و کار تاثیر نوسان نرخ ارز و تاثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی همواره مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی بوده است (خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۶).



نگاره (۱) عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی (هایدر و شاه، ۲۰۰۴)

در این میان بررسی چگونگی عبور نرخ ارز به قیمت موادغذایی بسیار اهمیت دارد، چرا که افزایش قیمت مواد غذایی می‌تواند به بحران‌های غذایی در کشور منجر شود. بررسی روند شاخص قیمت مواد غذایی در طی سالهای مورد بررسی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ نشان‌دهنده وجود یک سیر صعودی برای قیمت‌های غذا در کشور می‌باشد. نگاره ۲ روند شاخص قیمت موادغذایی را بر پایه سال ۱۳۸۳ و روند تغییرات نرخ ارز را در طی سالهای ۹۰-۱۳۷۱ نشان می‌دهد. میزان این شاخص از حدود ۱۰/۰۶ در سال ۱۳۷۱ به ۱۳۸/۰۳ در سال ۱۳۸۵ و حدود ۳۵۲/۸۳ در پایان سال ۱۳۹۰ رسیده است. همچنین بررسی روند قیمت ارز در سال‌های مورد بررسی بیانگر یک سیر صعودی یعنی کاهش ارزش پول ملی در طول دوره می‌باشد.



نگاره (۲) روند تغییرات شاخص قیمت مواد غذایی (خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها) و نرخ ارز

اگرچه مطالعات انجام شده در ایران در زمینه بررسی و تعیین میزان تاثیر عبور نرخ ارز بسیار محدود می‌باشد اما مطالعات گسترده‌ای در این زمینه در دیگر کشورها صورت گرفته است. مک کارتی (۲۰۰۰) اثر عبور نرخ ارز و قیمت‌های وارداتی را بر روی تورم داخلی با استفاده از الگوی VAR[1] در دوره ۱۹۹۸- ۱۹۷۶ مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که عبور نرخ ارز تاثیر نسبتا کمی روی تورم قیمت‌های داخلی دارد. نز و همکاران، (۲۰۱۲) با هدف بررسی نوسان نرخ ارز بر روی قیمت مصرف‌کننده در پاکستان از داده‌های فصلی مربوط به سالهای ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۰ از مدل $SVAR$[2] بهره گرفتند. آنها دریافتند که عبور نرخ ارز تاثیر به نسبت کمی بر روی قیمت‌های داخلی دارد و در کوتاه مدت کشش عبور نرخ ارز ۰/۰۴۲ و در بلندمدت ۰/۱۳۷ می‌باشد. همچنین

[1] Vector Autoregressive
[2] Structural Vector Autoregressive

در بلندمدت۹۰ درصد تغییرات قیمت بوسیله تکانه‌های خودش توضیح داده می‌شود. بانگورا و همکاران (۲۰۱۲) برای بررسی تاثیر عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده از مدل *SVAR* بهره گرفتند. یافته‌های تحقیق نشان داد که اگرچه عبور نرخ ارز ناقص است اما اثر معنی‌داری دارد و کاهش ارزش ارز یک منبع مهم ایجاد تورم در سیرالئون می‌باشد. از دیگر مطالعات خارجی در این زمینه می‌توان به مطالعات لی و روسی (۲۰۰۲)، مواز (۲۰۰۶)، ولکان و کوراپ (۲۰۰۷)، سک و کاپسلایموا (۲۰۰۸) اشاره کرد.

شجری و همکاران (۱۳۸۴) به تعیین وضعیت عبور نرخ ارز در ایران، با استفاده از یک الگوی VAR اقدام نمودند. نتایج نشان می‌دهد که عبور نرخ ارز در ایران ناقص است و نوسان نرخ ارز واقعی بر شاخص قیمت واردات تأثیر مثبت و کمتر از یک دارد. خوشبخت و اخباری به بررسی فرآیند اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و واردات در ایران در دوره ۱۳۸۳- ۱۳۶۹ با استفاده از الگوی *SVAR* پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که انتقال تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات بیشتر از شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد. موسوی و سبحانی‌پور (۱۳۸۷) در تحقیقی تأثیر نوسان نرخ ارز روی قیمتهای واردات، عمده فروشی و مصرف‌کننده را مورد بررسی قرار دادند. آنان از الگوی خودتوضیح برداری بازگشتی ارائه شده توسط مک کارتی (۲۰۰۰) استفاده کردند. یافته‌های اصلی تحقیق نشان می‌دهد که نوسان نرخ ارز تاثیر کمی بر روی قیمتها دارد؛ به عبارت دیگر، عبور نرخ ارز ناقص است. تجزیه واریانس نیز نشان داده است که تکانه‌های نرخ ارز، قسمتی از تغییرپذیری تورم را توضیح می‌دهند. همان طور که در ادبیات موضوع بیان شد مطالعات خارجی بسیاری در خارج از کشور به بررسی اثر عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده پرداخته‌اند که در مطالعات جدیدتر با توجه به برتریهای الگوی *SVAR* نسبت به الگوی *VAR* از این الگو جهت بررسی چگونگی انتقال اثرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی بهره گرفته شده است. در داخل کشور تنها مطالعه انجام شده در این زمینه با استفاده از الگوی *SVAR* مطالعه خوشبخت و اخباری (۱۳۸۶) می‌باشد.

از جنبه سیاستی درک سازوکار انتقال تکانه‌های نرخ ارز به تورم داخلی برای پیاده‌سازی سیاست-های پولی و ارزی کشور حیاتی است. در مورد اهمیت تکانه نرخ ارز دانستن اینکه چگونه قیمت‌های داخلی به این تکانه‌ها پاسخ می‌دهند و اینکه چقدر تورم از هدف مورد نظر دور می‌شود و با چه سرعتی به تعادل بر می‌گردد بسیار مهم می‌باشد. لذا در راستای مطالب یاد شده هدف این نوشتار به دست آوردن درک درستی از چگونگی تغییرات قیمت موادغذایی در پاسخ به

تکانه‌های نرخ ارز می‌باشد. بررسی تجربی این موضوع که میزان توان و سرعت عبور نرخ ارز به قیمت‌های موادغذایی و میزان تغییرات آن در طول زمان چگونه است پرسشی است که تلاش شده به آن پاسخ داده شود.

روش تحقیق

یکی از رهیافت‌های متداول در ادبیات عبور نرخ ارز رهیافت خودتوضیح برداری بازگشتی می‌باشد (که می‌توان به عنوان مثال به مطالعه مک کارتی، ۱۹۹۹) اشاره کرد. در این رهیافت اثر تکانه‌های نرخ ارز بوسیله تجزیه چولسکی بررسی می‌شود. یکی از نارسایی‌های این رهیافت این است که تجزیه چولسکی محدودیت‌هایی را روی ماتریس واریانس کواریانس اجزاء اخلال در نظر می‌گیرد و فرض می‌کند که اجزاء اخلال متعامد هستند. در نتیجه در مواردی که کواریانس مابین اجزاء اخلال بطور تجربی غیرصفر است ترکیب معمول اجزاء اخلال به اشتباه به متغیر اول نسبت داده می‌شود و این موجب می‌شود که واکنش تحریک و تجزیه واریانس به میزان قابل توجهی به ترتیب قرارگیری متغیرها در الگوی *VAR* حساس شوند (اندرس، ۲۰۰۴). لذا در ادبیات اخیر (مواز، ۲۰۰۶، سانوسی، ۲۰۱۰، نز و همکاران ۲۰۱۲) از الگوی خوتوضیح برداری ساختاری بهره گرفته شده است که در مطالعه حاضر نیز از این الگو استفاده خواهد شد. سیمز (۱۹۸۰) برنایک (۱۹۸۶) شاپیرو و واتسون (۱۹۸۸) مدل *SVAR* را مطرح کردند. این الگو به منظور شناسایی ضرایب، تاکید بر اجزاء اخلال سیستم دارد که به عنوان ترکیبی خطی از تکانه‌های برون‌زا در نظر گرفته می‌شود (نز و همکاران، ۲۰۱۲). در واقع هدف یک الگوی *VAR* ساختاری استفاده از نظریه اقتصادی به جای تجزیه چولسکی برای پوشش دادن اجزاء اخلال ساختاری از اجزاء اخلال شکل تقلیل‌یافته *VAR* می‌باشد (اندرس، ۲۰۰۴). اگر به منظور ساده سازی یک الگوی خودتوضیح برداری دو متغیره به شکل زیر در نظر گرفته شود که در آن هر متغیر بر روی دیگری تاثیر همزمان دارد، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

که در آن y_t و z_t متغیرها، b و γ ضرایب و ε اجزاء اخلال هستند، شکل خلاصه شده آن می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$Bx_t=\Gamma_0+\Gamma_1 x_{t-1}+\varepsilon_t \quad (۲)$$

به منظور نرمال کردن رابطه ۲ نیاز است که رابطه ۲ در معکوس B ضرب شود، لذا رابطه به شکل زیر خواهد بود:

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (۳)$$

رابطه (۳) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (۴)$$

که در آن $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ، $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ و $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ است. بنابراین شکل تقلیل‌یافته ساختاری به شکل زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

مقایسه روابط ۲ و ۴ بیان می‌کند که اجزاء اخلال در شکل تقلیل‌یافته *VAR*، یعنی e_{yt} و e_{zt} در حقیقت ترکیب‌هایی از تکانه‌های ساختاری ε_{yt} و ε_{zt} از سیستم اولیه هستند. به بیان دیگر $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ می‌باشد.

با توجه به اینکه

$$B^{-1} = \frac{[cof.(B)]'}{|B|} \quad (۶)$$

که در آن، *Cof.(B)*، کوفاکتور B می‌باشد. بنابراین رابطه زیر برقرار می‌باشد:

$$\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1-b_{12}b_{21})} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (۷)$$

در رابطه ۴ ضرایب A_0 و A_1 می‌تواند برای بدست آوردن مقادیر مختلف x_{t+1} شرطی با توجه به مقادیر مشاهده شده X_t مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین با یک گام رو به جلو $x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t + e_{t+1}$ و با توجه به انتظارات شرطی x_{t+1} ، $E_t x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t$، خطای پیش‌بینی یک گام رو به جلو $x_{t+1} - E_t x_{t+1} = e_{t+1}$، و در حالت کلی خطای پیش‌بینی بصورت $e_{t+n} + A_1 e_{t+n-1} + A_1^2 e_{t+n-1} + \ldots A_1^n e_{t+1}$ می‌باشد. برای به دست آوردن توابع واکنش تحریک[1]

[1] - Impulse Response Function

و یا تجزیه واریانس[1] لازم است که از تکانه‌های ساختاری ε_t استفاده شود و نه از جزء خطای پیش‌بینی e_t. لذا ایده تجزیه ساختاری بدست آوردن مقادیر مشاهده شده e_t از الگوی خودتوضیح تجربی و محدود کردن سیستم به منظور دستیابی به ε_t می‌باشد (سانوسی، ۲۰۱۰ و نز، ۲۰۱۲). این تبدیل اجزاء اخلال اجازه می‌دهد که بتوان پویایی‌های سیستم را در برابر تغییرات یکی از عناصر e_t بررسی نمود. آمیسانو و گیانینی (۱۹۹۷) بر پایه ماتریس‌های A و B سه الگو را در رویکرد $SVAR$ معرفی می‌کنند: الگوی A، الگوی B و الگوی AB. در الگوی A ماتریس B یکه (واحد) فرض شده و در الگوی B ماتریس A یکه فرض می‌شود. اما در الگوی کلی AB بر هر دو ماتریس اعمال محدودیت می‌شود (ارشد خان و احمد، ۲۰۱۱). در مطالعه حاضر با بهره‌گیری از مطالعات سانوسی (۲۰۱۰) و نز و همکاران (۲۰۱۲) از مدل A استفاده می‌شود. در یک الگوی $SVAR$ کوتاه‌مدت می‌توان با قرار دادن محدودیتها روی ماتریس‌های A و B که فرض می‌شود غیر منفرد هستند شناسایی را انجام داد. با توجه به اینکه $2K^2$ پارامتر در A و B وجود دارد به منظور ایجاد شرایط شناسایی نیاز است که حداقل $\frac{K^2-K}{2}$ محدودیت روی این پارامترها گذاشته شود. در مطالعه حاضر باتوجه به وجود ۳ متغیر نیاز است که ۳ محدودیت به منظور شناسایی در نظر گرفته شود.

افزون بر این بر اساس مدل $SVAR$، توابع واکنش تحریک IRF، به منظور بررسی اثرات یک واحد تکانه انحراف استاندارد ساختاری متغیرها در طول زمان بر روی قیمت مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین، کشش عبور نرخ ارز که تغییر متناسب در قیمت مواد غذایی را به تغییر متناسب در نرخ ارز نشان می‌دهد با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$PT = {\%\Delta P_t} \Big/ {\%\Delta NEER_t} \qquad (۸)$$

که در آن، $\%\Delta P_t$، درصد تغییرات قیمت بین دوره زمانی ۰ و t، $\%\Delta NEER_t$، درصد تغییرات نرخ ارز موثر اسمی بین دوره زمانی ۰ و t می‌باشد که بوسیله یک واحد تکانه انحراف استاندارد ساختاری (ε_t) از تخمین الگوی $SVAR$ به دست آمده است و در نهایت جدول تجزیه واریانس تخمین زده می‌شود تا توان توضیح دهندگی هر یک از متغیرهای درون‌زا بر روی نوسان تورم بررسی شود.

[1] - Variance Decomposition

عبور نرخ ارز به طورکلی شامل تغییراتی در نرخ ارز می‌باشد که در قیمت‌های کالاها و خدمات منعکس می‌شود. که به طور کل در ۲ مرحله تشخیص داده می‌شود، مرحله اول از نرخ ارز به قیمت‌های وارداتی و مرحله دوم از قیمت‌های وارداتی به قیمت‌های مصرف‌کننده می‌باشد. اما در ادبیات موضوع همچنین متداول است که عبور مستقیم تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های مصرف-کننده بررسی شود (سانوسی، ۲۰۱۰). لذا در مطالعه حاضر به پیروی از سانوسی ۲۰۱۰، نز و همکاران ۲۰۱۱ و بالگورا و همکاران ۲۰۱۲ عبور مستقیم تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های مصرف-کننده مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور بررسی چگونگی اثرگذاری عبور نرخ ارز بر روی شاخص تورم موادغذایی نیاز است که الگوی یک سیستم چند متغیره اقتصادی شامل عرضه پول (M_2)، نرخ ارز موثر اسمی ($NEER$) و شاخص قیمت موادغذایی (CPI) در نظر گرفته شود. رابطه حجم نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها بر اساس نظریه مقداری پول بسیار شناخته شده است. لذا عرضه پول به منظور بررسی اثر سیاست‌های پولی بر روی سطح قیمت موادغذایی بکار گرفته شده است[1]. باتوجه به مطالعه مواز (۲۰۰۶)، فرض می‌شود که انتظارات تمایل به تاکید بر مقادیر گذشته دارد و ساختار انتظارات تطبیقی است. افزون بر این فرض می‌شود که انتظارات شرطی برابر یک ترکیب خطی از وقفه‌های متغیر درون‌زا در VAR می‌باشد.

$$A(L)x_t = e_t \qquad (۹)$$

x_t یک بردار ستونی از متغیرهای درون‌زا، یعنی $x_t = \left[M_{2t}, NEER_t, CPI_t\right]'$ و $A(L)$ یک ماتریس چندجمله‌ای عملگر (اپراتور) وقفه‌ای و e_t یک بردار ستونی از اجزاء اخلال غیر وابسته سریالی می‌باشد، $e_t = \left[e_{M_2t}, e_{NEERt}, e_{CPIt}\right]'$. همان طور که بیان شد این اجزاء اخلال ترکیب خطی از تکانه‌های مستقل سریالی ε_t می‌باشند. بنابراین خطای پیش‌بینی تورم به صورت زیر می‌باشد:

$$e_{CPIt} = \upsilon\varepsilon_{Mt} + \varphi\varepsilon_{NEERt} + \varepsilon_{CPIt} \qquad (۱۰)$$

با توجه به مطالب بیان شده، سیستم بدون هیچ فرض اعمال شده خاصی می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

[1]- این متغیرها با توجه به مطالعات سانوسی(۲۰۱۰)، نز و همکاران (۲۰۱۲) و بالگورا و همکاران (۲۰۱۲) گزینش شد.

$$\begin{bmatrix} e_{M_2t} \\ e_{NEERt} \\ e_{CPIt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \theta_1 & \theta_2 \\ \gamma & 1 & \theta_3 \\ \upsilon & \varphi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{M_2t} \\ \varepsilon_{NEERt} \\ \varepsilon_{CPIt} \end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

از آنجایی که رابطه بالا قابل تشخیص نمی‌باشد نیاز هست که محدودیت‌هایی با توجه به نظریه-های اقتصادی برای آن در نظر گرفته شود که منجر به دستیابی به معانی اقتصادی برای تکانه‌های بدست آمده می‌شود. نخستین محدودیت بر پایه این فرض است که نرخ ارز و تورم هیچ تاثیر همزمانی بر روی عرضه پول ندارند (سانوسی، ۲۰۱۰). این فرض به معنای در نظر گرفتن دو محدودیت بر روی ماتریس بالا می‌باشد که منجر می‌شود که عناصر دوم و سوم ردیف اول صفر شود. که با توجه به برون‌زا بودن عرضه پول و تعیین آن توسط بانک مرکزی فرضی قابل قبول می‌باشد. بنابراین تکانه عرضه پول به شکل زیر الگوسازی می‌شود.

$$e_{M_2t} = \varepsilon_{M_2t} \quad (۱۲)$$

فرض می‌شود که تکانه‌های نرخ ارز به وسیله تکانه عرضه پول تحت تاثیر قرار بگیرد و فرض می‌شود که تورم هیچ تاثیر همزمانی روی نرخ ارز ندارد (سانوسی، ۲۰۱۰). این فرض نیز می‌تواند با توجه به مطالعه صورت گرفته توسط خواجه روشنایی و همکاران (۱۳۸۹) که نتیجه گرفته‌اند معیارهای سیاستی بانک مرکزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر نرخ ارز و تورم دارد قابل قبول می‌باشد. بنابراین تکانه نرخ ارز بدین صورت الگوسازی می‌شود که:

$$e_{NEERt} = \gamma\varepsilon_{M_2t} + \varepsilon_{NEERt} \quad (۱۳)$$

فرض می‌شود که تکانه تورم موادغذایی یا همان قیمت داخلی موادغذایی به وسیله تکانه‌های عرضه پول و نرخ ارز تحت تاثیر قرار گیرد (سانوسی، ۲۰۱۰). که با توجه به نتایج مطالعات صورت گرفته در داخل کشور از جمله اعظم‌زاده و خلیلیان (۱۳۸۹)، مهرابی و همکاران (۱۳۸۹) و نصر اصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) می‌تواند قابل پذیرش باشد. تکانه تورم بنابراین به شکل زیر الگوسازی می‌شود:

$$e_{CPIt} = \upsilon\varepsilon_{M_2t} + \varphi\varepsilon_{NEERt} + \varepsilon_{CPIt} \quad (۱۴)$$

لذا سیستم تکانه‌ها می‌تواند به شکل زیر تخمین زده شود:

$$\begin{bmatrix} e_{M_2t} \\ e_{NEERt} \\ e_{CPIt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \gamma & 1 & 0 \\ \upsilon & \varphi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{M_2t} \\ \varepsilon_{NEERt} \\ \varepsilon_{CPIt} \end{bmatrix} \quad (۱۵)$$

داده‌های مورد نیاز این تحقیق شامل نرخ ارز موثر اسمی است که برای محاسبه آن علاوه بر نرخ ارز نیاز به میزان صادرات و واردات کشور می‌باشد که از «گمرک جمهوری اسلامی ایران» گردآوری گردیده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز، عرضه پول و شاخص مواد غذایی از « بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران» دریافت شده است و تمامی سری‌های فصلی گردآوری شده مربوط به دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ می‌باشد.

نتایج و بحث

جهت تخمین مدل *SVAR* در آغاز لازم است که وجود ریشه واحد و رابطه هم‌انباشتگی بین سری‌های زمانی مورد نظر بررسی شود. با توجه به فصلی بودن سری‌های نرخ ارز موثر اسمی، عرضه پول و شاخص قیمت مواد غذایی، بود یا نبود ریشه واحد فصلی با استفاده از آزمون ریشه واحد *HEGY* سنجیده شد که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول(۱) نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی برای سری‌های مورد بررسی

متغیر	$t(\pi_1)$*	$t(\pi_2)$**	$F(\pi_3, \pi_4)$***	$F(\pi_2, \dots, \pi_4)$***	$F(\pi_1, \dots, \pi_4)$****
نرخ ارز موثر اسمی	-۱/۹۹	-۳/۶۱	۱۳/۰۱	۱۲/۸۴	۱۲/۱۷
عرضه پول	-۱/۳۹	-۲/۶۴	۴۳/۶۹	۴۴/۷۷	۳۳/۶۷
شاخص قیمت مواد غذایی	-۳/۸۳	-۳/۵۳	۳/۴۵	۶/۵۸	۱۱/۲۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق * مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد ۴/۰۷- در سطح ۵ درصد ۳/۴۷- و در سطح ۱۰ درصد ۳/۱۶- می‌باشد. ** مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد ۲/۵۸- در سطح ۵ درصد ۱/۹۴- و در سطح ۱۰ درصد ۱/۶- می‌باشد. *** مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد ۴/۷ در سطح ۵ درصد ۲/۹۸ و در سطح ۱۰ درصد ۲/۳۱ می‌باشد. **** مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بترتیب ۲/۷۶ و ۴/۲۶ می‌باشد.

مطابق نتایج جدول ۱ دیده می‌شود سری‌های مورد بررسی دارای ریشه واحد فصلی در هیچ یک از فراوانی‌ها نمی‌باشند. با توجه به اینکه سری زمانی شاخص قیمت موادغذایی مقدار بحرانی را برای فراوانی صفر در سطح ۵ درصد رد کرده ولی در سطح ۱ درصد رد نمی‌کند بمنظور بررسی بیشتر و دقیق‌تر درجه انباشتگی سری‌های مورد بررسی از آزمون ریشه واحد الیوت و همکاران

(۱۹۹۶)، (DF-GLS) تیز استفاده شد که همانطور که در جدول ۲ نشان داده شده است تفاضل مرتبه اول هر سه سری در سطح احتمال ۵ درصد ایستا می‌باشند. برای تعیین وقفه بهینه از آماره آکائیک استفاده گردید که با توجه به نتایج می‌توان گفت که هر سه سری انباشته از درجه ۱ یا $I(1)$ می‌باشند.

نز و همکاران (۲۰۱۲) بر این باورند که به منظور بررسی امکان استفاده از مدل *SVAR*، نیاز است که آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد نظر (نرخ ارز موثر اسمی، عرضه پول و شاخص قیمت موادغذایی) با استفاده از رهیافت جوهانسن انجام شود. اگر متغیرها هم‌انباشته باشند مدل *SVAR* در تفاضل مرتبه اول نمی‌تواند به خوبی تصریح شود و نتایج بلندمدت برای تصریح پارامترهای کارای پویای کوتاه‌مدت بسیار مفید خواهد بود. همان طور که نتایج در جدول ۳ بیان می‌کند هیچ نوع رابطه هم‌انباشته‌ای بین این متغیرها وجود ندارد و لذا می‌توان نتیجه گرفت که مدل *SVAR* در تفاضل مرتبه اول مدل مناسبی می‌باشد. بنابراین به منظور تخمین مدل *SVAR* ابتدا همه متغیرها با استفاده از تفاضل لگاریتم آنها ایستا می‌شوند.

جدول(۲) نتایج آزمون ریشه واحد DF-GLS برای سری‌های مورد بررسی

متغیر	شاخص قیمت مواد غذایی		عرضه پول		نرخ ارز اسمی موثر	
سطوح	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
مقدار آماره τ محاسباتی	-۱/۶۹	-۵/۹۰	-۲/۱۸	-۵/۷۷	-۱/۷۷	-۶/۰۴
مقدار بحرانی آماره در سطح ۵ درصد	-۳/۰۷	-۳/۰۷	-۳/۰۸	-۳/۰۸	-۳/۰۷	-۳/۰۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۳) آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر برای تعیین تعداد بردارهای بلندمدت

λ_{trace} آزمون		$\lambda_{\max}$ آزمون		فرضیه H_1 برای آزمون λ_{trace}	فرضیه H_1 برای آزمون $\lambda_{\max}$	فرضیه H_0 برای هر دو آزمون
مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون			
۲۹/۶۸	۲۲/۴۹*	۲۰/۹۷	۱۲/۹۰*	$r \geq 1$	$r = 1$	$r = 0$
۱۵/۴۱	۹/۵۸	۱۴/۰۷	۸/۷۰	$r \geq 2$	$r = 2$	$r \leq 1$
۳/۷۶	۰/۸۸	۳/۷۶	۰/۸۸	$r \geq 3$	$r = 3$	$r \leq 2$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه ابتدا یک مدل VAR سه متغیره با متغیرهای لگاریتمی ایستا شده (یعنی تفاضل مرتبه اول) عرضه پول (ΔM_2)، نرخ ارز اسمی موثر ($\Delta NEER$) و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (ΔCPI) (با ۴ وقفه که تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره آکاییک[۱]) برآورد شد که نتایج آن در جدول ۴ نوشته شده است. به منظور بررسی عدم وجود خودهمبستگی در اجزاء اخلال مدل VAR از آزمون LM[۲] استفاده گردید که باتوجه به نتایج گزارش شده در جدول اجزای اخلال الگو دارای همبستگی نیستند.

جدول (۴) نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری

متغیر	ΔM_2	$\Delta NEER$	ΔCPI
$\Delta M_2(-1)$	-۰/۱۵۲	۰/۱۰۶	۰/۰۷۹
	(-۱/۲۱)	(۰/۱۸)	(۰/۵۴)
$\Delta M_2(-2)$	۰/۱۹۷	-۰/۲۰۱	-۰/۱۸۳
	(۱/۶۸)	(-۰/۳۶)	(-۱/۳۴)
$\Delta M_2(-3)$	-۰/۲۹۶	۰/۱۵۹	۰/۰۸۱
	(-۲/۴۳)	(۰/۲۷)	(۰/۵۷)
$\Delta M_2(-4)$	۰/۰۹۰	۰/۳۰۵	-۰/۰۸۸
	(۰/۷۰)	(۰/۵۰)	(-۰/۵۸)
$\Delta NEER(-1)$	۰/۰۲۴	-۰/۰۲۸	-۰/۰۰۲
	(۰/۹۱)	(-۰/۰۲۲)	(-۰/۰۸)
$\Delta NEER(-2)$	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۱۱
	(-۰/۰۷)	(-۰/۰۰۰۲)	(-۰/۳۷)
$\Delta NEER(-3)$	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۳۳
	(-۰/۱۲)	(۰/۰۸)	(۱/۰۵)
$\Delta NEER(-4)$	-۰/۰۰۱	۰/۰۷	-۰/۰۱۶
	(-۰/۰۳)	(۰/۵۵)	(-۰/۵۰)
$\Delta CPI(-1)$	-۰/۱۸۹	۰/۳۴۳	۰/۳۰۸
	(-۱/۸۵)	(۰/۷۱)	(۲/۵۸)
$\Delta CPI(-2)$	-۰/۰۰۴	-۰/۴۲۹	-۰/۳۰۱
	(-۰/۰۴)	(-۰/۸۵)	(-۲/۴۱)

[۱]- لازم به یادآوری است که آماره‌های LR، FPE و AIC تعداد وقفه بهینه ۴ و آماره SBIC تعداد وقفه بهینه ۱ را نشان داد. با توجه به اینکه آماره LM جهت سنجش خود همبستگی الگوی VAR با ۱ وقفه بهینه در وقفه ۱ و ۴ بترتیب در سطح ۵ و ۱ درصد معنی‌دار شد و آماره LM در الگوی VAR با تعداد وقفه بهینه ۴ بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بود تعداد وقفه بهینه الگوی VAR بر پایه معیار AIC، ۴ وقفه انتخاب گردید.

[۲]- Lagrange Multiplier

ادامه جدول (۴) نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری

متغیر	ΔM_2	$\Delta NEER$	ΔCPI
$\Delta CPI(-3)$	۰/۱۵۶	-۰/۲۰	۰/۱۸۰
	(۱/۵۰)	(-۰/۴۱)	(۱/۴۸)
$\Delta CPI(-4)$	۰/۱۳۳	-۰/۳۴	۰/۳۳
	(۱/۳۳)	(-۰/۷۳)	(۲/۸۶)
C	۰/۰۶۵	۰/۰۲	۰/۰۲۸
	(۳/۵۴)	(۰/۰۸)	(۱/۳۲)
R^2	۰/۳۵	۰/۰۴۶	۰/۴۱
$Adjusted\ R^2$	۰/۲۲	-۰/۱۳	۰/۳۰
F	۲/۸۳	۰/۲۴	۳/۷۱
$Log\ liklihood$	۱۴۷/۹۴	۳۲/۲۷	۱۳۶/۴۲
AIC	-۳/۵۹	-۰/۵۱	-۳/۲۹
SBC	-۳/۱۹	-۰/۱۱	-۲/۸۸
$Log\ liklihood$	۳۱۷/۲۹		
AIC	-۷/۴۲		
SBC	-۶/۲۱		
آزمون LM	LM(1)	LM(4)	LM(12)
	۶/۳۷	۱۳/۰۸	۳/۷۵
	(۰/۷)	(۰/۱۵)	(۰/۹۲)

ماخذ: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز آماره t می‌باشد.)

اکنون می‌توان به برآورد مدل *SVAR* پرداخت که نتایج برآورد آن در جدول ۵ آورده شده است. تکانه‌های تخمین زده شده برای *SVAR* از پسماندهای تخمین زده شده از مدل *VAR* نامقید با استفاده از فاکتورگیری ساختاری به دست آمده‌اند. تکانه‌های ساختاری از مدل *SVAR* به وسیله معادله‌های زیر جدول ۵ بدست می‌آید. ضرایب تکانه‌های ساختاری انحراف معیارهای مربوطه می‌باشند. همان طور که دیده می‌شود ضریب نرخ ارز دارای علامت منفی می‌باشد ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

جدول (۵) نتایج برآورد مدل SVAR

Model: Ae=Bu where E[uu']=1	Restriction Type: short – run pattern matrix			
A Matrix	۱	۰	۰	
	C(1)	۱	۰	
	C(2)	C(3)	۱	
B Matrix	C(4)	۰	۰	
	۰	C(5)	۰	
	۰	۰	C(6)	
	ضریب	انحراف استاندارد	Zآماره	احتمال
C(1)	-۰/۰۰۶	۰/۵۳۹	۰-/۰۱۲	۰/۹۸۹
C(2)	۰/۰۰۵	۰/۱۳۳	۰/۰۳۸	۰/۹۶۹
C(3)	-۰/۰۳۲	۰/۰۲۸	-۱/۱۳۷	۰/۲۵۵
C(4)	۰/۰۳۷	۰/۰۰۳	۱۲/۲۴۷	۰/۰۰۰
C(5)	۰/۱۷۳	۰/۰۱۴	۱۲/۲۴۷	۰/۰۰۰
C(6)	۰/۰۴۲	۰/۰۰۳	۱۲/۲۴۷	۰/۰۰۰
Logliklihood	۲۹۵/۸۷۷			
Estimated A Matrix	۱	۰	۰	
	-۰/۰۰۶	۱	۰	
	۰/۰۰۵	-۰/۰۳۲	۱	
Estimated B Matrix	۰/۰۳۷	۰	۰	
	۰	۰/۱۷۳	۰	
	۰	۰	۰/۰۴۲	

$$e_{M_2 t} = 0.037\varepsilon_{M_2 t}$$
(۰/۰۰)

$$e_{NEERt} = -0.006e_{M_2 t} + 0.173\varepsilon_{NEERt}$$
(۰/۹۸۹) (۰۰/۰)

$$e_{CPIt} = 0.005e_{M_2 t} - 0.032e_{NEERt} + 0.042\varepsilon_{CPIt}$$
(۰/۹۶۹) (۰/۲۵۵) (۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در مطالعه حاضر به منظور ارزیابی عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی توابع واکنش تحریک (*IRF*) و تجزیه واریانس (*VD*) از الگوی *SVAR* استفاده شد. جدول ۶ واکنش تراکمی قیمت را نسبت

به یک واحد انحراف معیار تکانه ساختاری هر یک از متغیرها و کششهای پویای نرخ عبور مربوطه بیان می‌کند. کششهای پویا از طریق تقسیم مقادیر توابع واکنش تورم به ضرایب تکانه که از مدل *SVAR* بدست آمده است محاسبه شده است. تمرکز مطالعه حاضر بر روی نتایج نوشته شده در ستون ۴ و ۵ (از چپ به راست) جدول ۶ می‌باشد. بنابر جدول، ستون پنجم واکنش تورم موادغذایی به تکانه‌های انحراف معیار نرخ ارز را نمایش می‌دهد. همان طور که دیده می‌شود پس از نخستین فصل در نتیجه یک تکانه انحراف معیار نرخ ارز (یعنی ۰/۱۷۳) تورم مواد غذایی به ۰/۰۰۵ (۰/۵درصد) می‌رسد که متناظر با مقدار کشش ۳ درصد می‌باشد. تاثیر کامل یک تکانه انحراف معیار نرخ ارز (۰/۱۷۳) بعد از ۱۶ فصل اتفاق می‌افتد که موجب می‌شود حدود ۱/۱ درصد سطح قیمت مواد غذایی افزایش یابد که اشاره به کشش عبور نرخ ارز به میزان ۶ درصد دارد. ستون دوم جدول که مربوط به واکنش تورم مواد غذایی به یک تکانه انحراف معیار عرضه پول (یعنی ۰/۰۳۷) می‌باشد نشان می‌دهد که بعد از اولین فصل یک تکانه انحراف معیار عرضه پول موجب می‌شود حدود ۰/۰۱درصد سطح قیمت موادغذایی کاهش یابد که متناظر با کشش عبور نرخ ارز ۰/۲درصد می‌باشد. همچنین اثر کامل یک تکانه انحراف معیار عرضه پول (۰/۰۳۷) بعد از ۱۶ فصل رخ می‌دهد که موجب حدود ۰/۷ درصد کاهش سطح قیمت موادغذایی می‌شود. در نهایت ستون ششم جدول که مربوط به واکنش تورم موادغذایی به یک تکانه انحراف معیار شاخص قیمت مواد غذایی (یعنی ۰/۰۴۲) می باشد نشان دهنده افزایش سطح قیمت تورم مواد غذایی بعد از اولین فصل در حدود ۴/۲ درصد می‌باشد که اثر کامل یک تکانه انحراف معیار شاخص قیمت مواد غذایی (۰/۰۴۲) بعد از ۱۶ دوره موجب ۸/۵ درصد افزایش سطح قیمت مواد غذایی می‌شود.

اولین فصل در نتیجه یک تکانه انحراف معیار نرخ ارز (یعنی ۰/۱۷۳) به ۰/۵ درصد، پس از یکسال به ۰/۸ درصد، پس از دو سال به ۱/۰ درصد و بعد از پنج سال به ۱/۱ درصد می‌رسد. نتایج به دست آمده این تحقیق با نتایج تحقیق شجری و همکاران (۱۳۸۴) که بیان کرده‌اند عبور نرخ ارز در کوتاه مدت در ایران ناقص است و به تدریج که دوره زمانی طولانی‌تر می‌شود به شدت عبور نرخ ارز افزوده می‌شود و با نتایج موسوی محسنی و سبحانی‌پور (۱۳۸۷) که بیان کرده‌اند تکانه‌های نرخ ارز تنها قسمتی از تغییرپذیری تورم را توضیح می‌دهند مطابقت دارد.

مقایسه مقادیر به دست آمده واکنش تورم به یک واحد انحراف معیار نرخ ارز با مقادیر به دست آمده برای سایر کشورها گویای بزرگ‌تر بودن مقدار یاد شده برای ایران نسبت به بیشتر کشورها

می‌باشد. به عنوان مثال زورزی و همکاران، ۲۰۰۷، مقدار واکنش تورم به یک واحد انحراف معیار نرخ ارز را پس از یکسال برای چین ۰/۰۸، هونگ کونک ۰/۰۷، کره ۰/۱۹، سنگاپور ۰/۱۵- ، تایوان ۰/۰۱ ، جمهوری چک ۰/۶۱، مجارستان ۰/۴۸ و لهستان ۰/۳۱، ترکیه ۰/۰۹، آرژانتین ۰/۰۲، شیلی ۰/۳۵ و مکزیک ۰/۷۶ درصد به دست آوردند. چادری و همکاران (۲۰۰۲)، مقدار واکنش تورم به یک واحد انحراف معیار نرخ ارز را پس از یکسال برای کانادا ۰/۰۸، فرانسه ۰/۱، آلمان ۰/۲، ایتالیا ۰/۱۴، ژاپن ۰/۰۴ و انگلستان ۰/۱ درصد به دست آوردند. وجود عبور نرخ ارز می‌تواند در نتیجه کاهش پیوسته ارزش پول در دوره مورد بررسی باشد که این کاهش پیوسته موجب ایجاد انتظارات افزایشی در مورد کاهش ارزش پول و تورم می‌شود. نگاره های ۳ تا ۵ بترتیب بیانگر واکنش تراکمی تورم مواد غذایی به عرضه پول، نرخ ارز موثر اسمی و شاخص مواد غذایی می‌باشد.

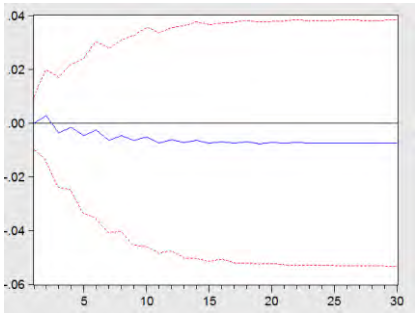
جدول (۶) واکنش تراکمی شاخص قیمت غذا به یک واحد انحراف معیار تکانه ساختاری و کشش-های نرخ عبور پویا

دوره	واکنش برآورد شده تورم مواد غذایی به یک واحد تکانه SDA عرضه پول	کشش پویای عبور نرخ عرضه پول	واکنش برآورد شده تورم مواد غذایی به یک واحد تکانه SDA نرخ ارز موثر اسمی	کشش پویای عبور نرخ ارز موثر اسمی	واکنش تخمین زده شده تورم به یک واحد تکانه SDA شاخص قیمت مواد غذایی	کشش پویای عبور نرخ شاخص قیمت مواد غذایی
Q_1	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۳۲	۰/۰۴۲	۰/۰۱۶
Q_4	-۰/۰۰۱	-۰/۰۴۵	۰/۰۰۸	۰/۰۴۹	۰/۰۴۸	۱/۱۵۴
Q_8	-۰/۰۰۴۷	-۰/۱۲۷	۰/۰۱۰	۰/۰۵۹	۰/۰۶۹	۱/۶۶۱
Q_{12}	-۰/۰۰۶	-۰/۱۶۷	۰/۰۱۱	۰/۰۶۴	۰/۰۸۵	۲/۰۲۶
Q_{16}	-۰/۰۰۷	-۰/۱۸۹	۰/۰۱۱	۰/۰۶۶	۰/۰۸۳	۱/۹۹۲
Q_{20}	-۰/۰۰۷	-۰/۱۹۷	۰/۰۱۱	۰/۰۶۷	۰/۰۸۵	۲/۰۴۲

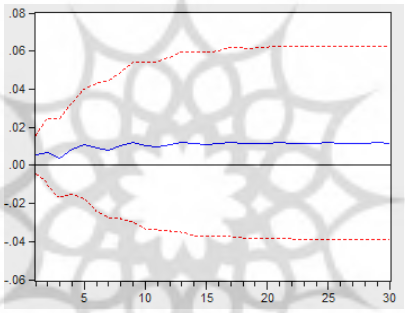
ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی سهم مشارکت تکانه‌های ساختاری در توضیح تغییرات تورم از جدول تجزیه واریانس استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول ۷ آمده است. با توجه به *IRF* های مطرح شده در بالا جدول تجزیه واریانس نشان می‌دهد که تکانه‌های نرخ ارز تا ۴ فصل مقادیر بزرگتری نسبت به تکانه‌های عرضه پول دارند بنابراین سهم تکانه نرخ ارز در این دوره از عرضه پول بیشتر است، اما پس از آن تکانه عرضه پول مقادیر بیشتری را شامل می‌شود. تکانه‌های نرخ ارز مقادیری

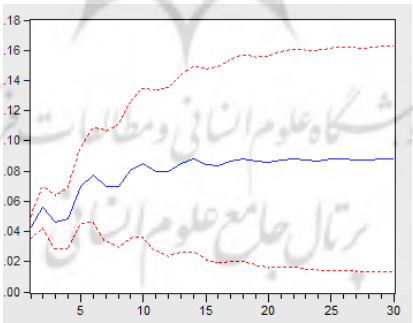
از ۱/۶۹ تا ۲/۹۵ درصد واریانس سطح قیمت را در طی ۲۰ فصل (۵ سال)توضیح می‌دهند در حالی که تکانه‌های عرضه پول در همین دوره مقادیری از ۰/۰۰۱ درصد تا ۳/۱۸ درصد را دارا می‌باشند.



نگاره (۳) تابع واکنش تراکمی تورم مواد غذایی به تکانه عرضه پول



نگاره (۴) تابع واکنش تراکمی تورم مواد غذایی تکانه نرخ ارز موثر اسمی



نگاره (۵) تابع واکنش تراکمی تورم موادغذایی به تکانه تورم موادغذایی

جدول (۷) جدول تجزیه واریانس واریانس تورم

دوره	انحراف معیار	تکانه عرضه پول	تکانه نرخ ارز موثر اسمی	تکانه شاخص قیمت موادغذایی
Q_1	۰/۰۳۷	۰/۰۰۱	۱/۶۹۷	۹۸/۳۰۰
Q_4	/۰۴۱	۲/۳۰۸	۲/۹۵۸	۹۴/۷۳۲
Q_8	۰/۰۴۴	۲/۹۳۳	۲/۸۱۵	۹۴/۲۵۱
Q_{12}	۰/۰۴۵	۳/۱۲۶	۲/۸۵۴	۹۴/۰۱۹
Q_{16}	۰/۰۴۶	۳/۱۷۲	۲/۸۸۰	۹۳/۹۴۶
Q_{20}	۰/۰۴۶	۳/۱۸۲	۲/۸۹۱	۹۳/۹۲۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

آخرین ستون جدول ۷ بیانگر آنست که سهم تکانه‌های قیمت موادغذایی به مراتب بیشتر از تکانه‌های نرخ ارز و عرضه پول می‌باشد به طوری که مقادیری از حدود ۹۳/۹ تا ۹۸/۳ درصد را شامل می‌شود که به این معناست که قسمت اعظم تغییرات سطوح قیمت توسط تکانه‌های خودش در طی دوره توضیح داده می‌شود. این موضوع در واقع بیانگر نقش عوامل دیگر مثل تکانه‌های عرضه و تکانه‌های قیمت سایر کالاها یا تکانه‌های نفتی در تغییرات سطوح قیمت می‌باشد که با نتایج مطالعه نز و همکاران (۲۰۱۲) همخوانی دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه مقدار عبور نرخ ارز به تورم موادغذایی با استفاده از برآورد مدل SVAR صورت گرفته است. درجه عبور نرخ ارز با استفاده از IRFها و کشش‌های پویا مورد محاسبه قرار گرفته است. بر پایه نتایج به دست آمده عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت حدود ۳ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد می‌باشد. حدود ۹۳ تا ۹۸ درصد تغییرات شاخص قیمت موادغذایی توسط تکانه‌های خودش توضیح داده می‌شود که اشاره به اهمیت عامل‌های دیگری مانند تکانه‌های عرضه و تکانه‌های قیمت دیگر کالاها یا تکانه‌های نفتی دارد که می‌تواند در تغییرات تورم موثر باشد. با توجه به اینکه ۱۶ فصل طول می‌کشد تا تاثیر تکانه انحراف استاندارد نرخ ارز کامل شود می‌توان گفت که اثر عبور نرخ ارز به قیمت‌های موادغذایی بسیار تدریجی است. عبور نرخ ارز تدریجی به تورم کاربردهایی برای اجرای سیاست‌های پولی دارد. با توجه به اینکه عبور نرخ ارز کم، آزادی بیشتری را برای پیگیری سیاست‌های پولی مستقل به ویژه با هدف رسیدن به رژیم‌های تورمی خاص فراهم می‌کند به کارگیری سیاست‌های مناسب ارزی می‌تواند در کاهش تورم بویژه تورم موادغذایی که امنیت غذایی کشور را دچار بحران می‌کند بسیار موثر باشد. آنچه که امروز در

کشورهای در حال توسعه مورد نیاز است وجود نظام نرخ ارز شناور است چرا که در جهان امروز با تحرکات زیاد سرمایه سیاست‌های پولی مستقل نمی‌تواند هماهنگ و سازگار با نرخ ارزهای ثابت باشد. با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان گفت که تکانه‌های نرخ ارز در طولانی مدت تاثیر بیشتری بر تورم خواهند داشت لذا توصیه می‌شود در تصمیم‌گیری‌های مربوط به سیاست‌های پولی در جهت کاهش تورم به این مساله بیشتر توجه شود.

منابع

اعظم زاده شورکی، م. و خلیلیان، ص. (۱۳۸۹). بررسی اثر سیاستهای پولی بر قیمت غذا در ایران، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، ۲۴(۲): ۱۸۴-۱۷۷.

خواجه روشنایی، ن.، شاهنوشی، ن.، آذین فر، ی.، محمدزاده، ر. و امجدی، ا. (۱۳۸۹). مطالعه ارتباط سیاستهای پولی و نوسان اقتصاد ایران (چارچوب انتظارات عقلایی)، *فصلنامه اقتصاد مقداری(بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۷: ۷۴-۵۷.

خوشبخت، آ. و اخباری، م. (۱۳۸۶). بررسی فرآیند اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم شاخصهای قیمت مصرف‌کننده و واردات در ایران، *پژوهشنامه اقتصادی، ۲۷: ۸۲-۵۱.*

شجری، ه.، طیبی، س.ک. و جلائی س.ع. (۱۳۸۴). تحلیل عبور نرخ ارز در ایران، *دانش و توسعه*، ۷۶-۵۱:(۱۶).

موسوی محسنی، ر. و سبحانی‌پور، م. (۱۳۸۷). بررسی گذر نرخ ارز در ایران، *پژوهشنامه اقتصادی زمستان، (ویژه نامه طرح تعدیل اقتصادی)*:۱۲۹-۱۴۹.

مهرابی بشرآبادی، ح.، شرافتمند، ح. و باغستانی،ع.ا. (۱۳۸۹). بررسی تاثیر تکانه‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران، *مجله دانش و توسعه*، (۳۳):۲۰-۱.

نصر اصفهانی، ر. و یاوری،ک. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی موثر بر تورم در ایران- رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR)، *فصلنامه پژوهشهای ایران*، (۱۶): ۹۹-۶۹.

Arshad Khan, M. and Ahmed, A. (2011). Macroeconomic effects of global food and oil price shocks to the Pakistan economy: A structural vector autoregressive (SVAR) analysis, *The Pakistan Development Review*, 504: 491- 511.

Bangura, M., Caulker, E. and Pessima, S. (2012). Exchange rate pass - through to inflation in Sierra Leone: A structural vector autoregressive approach , *West African journal of monetary and economic*, 12:94-123.

Choudhri, E.U., Faruqee,H. and Hakura, D.S. (2002). Exchange rate pass˚ through in different price, *International Monetary Fund.*

Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*, John WIley & Sons, Inc

Hyder, Z. and Shah, S. (2004). Exchange rate pass-through to domestic prices in Pakistan, *State Bank of Pakistan Working Paper, WP/SBP* -2004/05.

Leigh, D. and Rossi, M. (2002). Exchange rate pass-through in Turkey, *IMF Working Paper*.

McCarthy, J. (1999). Pass through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies, *Bank for International Settlements BIS Working Paper*, 79.

McCarthy, J. (2000). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies, *Staff reports No.11. Federal Reserve Bank of New York.*

Mwase, N. (2006). An empirical investigation of the exchange rate pass-through to inflation in Tanzania, *International Monetary Fund Working Paper Series*.

Naz, F., Mohsin A., and Zaman K.H. (2012). Exchange rate pass-through in to inflation: New insights to the cointegration relationship from Pakistan, *Economic modeling*, 29: 2205-2221.

Sahminan. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: empirical evidences from some Southeast Asian countries, *The University of North Carolina at Chapel Hill, Working paper*.

Sanusi, A. (2010). Exchange rate pass-through to consumer prices in Ghana: evidence from structural vector auto-regression, *The West African Journal of Monetary and Economic Integration*, 10 (1): 25˚ 54.

Sek S.K. and Kapsalyamova, Z. (2008). Exchange rate pass-through and volatility: Impacts on domestic prices in four Asian countries.

Volkan, A. and Korap, L. (2007). Impact of exchange rate changes on domestic inflation: the Turkish experience, *Turkish Economic Association Discussion.*

Zorzi, M.C., Hahn, E. and Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets, *European Central Bank (ECB) Working Paper Series* No 739.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی