

منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی به نفت: مورد ایران

عبدالناصر همتی*

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

علیرضا مباشرپور

کارشناس ارشد اقتصاد mobasherpoor@yahoo.com

تاریخ دریافت: 89/3/31 تاریخ پذیرش: 89/7/10

چکیده

این مقاله منابع نوسان‌های نرخ‌های حقیقی و اسمی ارز را در اقتصاد متکی به نفت ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. بدین منظور، تغییرات نرخ حقیقی ارز به شوک‌های حقیقی و اسمی تجزیه می‌شوند. با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی 1369:1 تا 1387:2 و مدل VAR ساختاری و فرض خنثی بودن شوک‌های اسمی در بلندمدت بر روی نرخ حقیقی ارز، مدل تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهند که شوک‌های حقیقی نقش غالب را در توضیح تغییرات نرخ حقیقی ارز ایفا می‌کنند. از سوی دیگر تجزیه‌های واریانس نشان می‌دهد که شوک‌های اسمی در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب در حدود 53 و 39 درصد تغییرات نرخ اسمی ارز را توضیح می‌دهند. همچنین نتایج بیانگر این هستند که، می‌توان با استفاده از یک سیاست باثبات پولی (به دلیل مدیریت نرخ اسمی ارز توسط دولت)، تا حدودی از نوسانات نرخ حقیقی ارز در کوتاه مدت جلوگیری کرد. از سوی دیگر نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که منابع نوسان‌های نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران، شوک‌های حقیقی هستند، لذا برای بهبود رقابت پذیری از طریق سیاست نرخ حقیقی ارز، دولت بایستی بر روی طرف حقیقی اقتصاد از قبیل افزایش بهره‌وری و کارایی متمرکز شود.

طبقه بندی JEL: C1 , C32 , E31 , F1 , F32

کلید واژه: VAR ساختاری، نرخ حقیقی ارز، قید بلانچارد و کوا، تجزیه‌ی واریانس

* نویسنده‌ی مسئول

1- مقدمه

نرخ حقیقی ارز نقش مهمی در ثبات، رشد و توسعه‌ی اقتصادی بازی می‌کند. ثبات نرخ حقیقی ارز به دلیل تحت تأثیر قراردادن جریان ورود سرمایه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت مطابق با مزایای رقابتی، در توسعه‌ی اقتصادی کشورها بسیار تعیین‌کننده می‌باشد. توجه زیاد به ثبات نرخ حقیقی ارز، پس از سقوط نظام برتون وودز¹ پدیدار شد. از آن جایی که پس از این نظام بسیاری از کشورها به سمت نرخ‌های ارز شناور تغییر جهت دادند، نرخ‌های حقیقی ارز به کانون مرکزی کارهای تجربی و نظری تبدیل شد.

اگرچه مطالعات فراوانی در رابطه با منابع تغییرات نرخ حقیقی ارز در کشورهای توسعه یافته انجام شده است، اما مطالعات اندکی برای اقتصادهای متکی بر منابع نفت از قبیل ایران وجود دارد. از آن جایی که نرخ حقیقی ارز به صورت قیمت نسبی کالاهای داخلی بر حسب کالاهای خارجی تعریف می‌شود (آلیسا و دبیگلو²، 2002)؛ شناخت این موضوع که شوک‌های حقیقی و اسمی تا چه اندازه آن را تحت تأثیر قرار می‌دهند، مهم است. تغییرات نرخ حقیقی ارز علاوه بر نقش مهمی که بر تغییر رقابت پذیری بازی می‌کنند، اثر قابل ملاحظه‌ای بر رفتار تولید و تورم به خصوص در اقتصادهای در حال گذار خواهند داشت. با تجزیه‌ی تکان‌های نرخ حقیقی ارز به دو شوک اسمی و حقیقی، بینش مهمی نسبت به منابع تغییرات نرخ حقیقی ارز فراهم می‌شود. یک چنین تجزیه‌ای با تحمیل قید بلندمدت خنثی صورت می‌گیرد. بر اساس این قید، شوک‌های اسمی اثر بلندمدتی بر نرخ حقیقی ارز نخواهند داشت. به طور نمونه، لاستراپس³ (1992)، اندرس و لی⁴ (1997)، خنثی بودن بلندمدت شوک‌های اسمی را برای تشخیص اجزای دائمی و موقتی نرخ حقیقی ارز به کار بردند. این تجزیه هم‌چنین جهت بررسی سیاست‌های پولی و نرخ ارز در اقتصاد مفید خواهد بود. یک جزء موقتی معنی‌دار در نرخ حقیقی ارز به علت شوک‌های اسمی، درجه‌ی بالایی از ایستایی را در قیمت‌های محصول نشان می‌دهد، بنابراین شناخت منابع حرکات نرخ حقیقی ارز می‌تواند به سیاست‌گذار در اتخاذ سیاست‌های مطلوب و بهینه کمک کند.

1- Bretton Woods.

2- Aleisa and Dibooglu.

3- Lastrapes.

4- Enders and Lee.

در این مقاله با استفاده از یک مدل VAR¹ ساختاری، تغییرات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران به دو شوک حقیقی و اسمی تجزیه شده است. نتایج به‌دست آمده از تجزیه، سیاست‌گذار را قادر خواهد کرد که نرخ حقیقی ارز را از طریق سیاست‌های پولی و نرخ ارز تحت تأثیر قرار دهد.

در بخش دوم مقاله مطالعات تجربی انجام گرفته در رابطه با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم چگونگی تخمین مدل و استخراج شوک‌های ساختاری توضیح داده شده است. در بخش چهارم با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره‌ی 1369:1 تا 1387:2، مانایی متغیرهای نرخ حقیقی و اسمی ارز مورد بررسی قرار گرفته و در ادامه وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR تعیین شده است. در بخش پنجم نتایج به‌دست آمده برای اقتصاد ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

2- مطالعات تجربی

کابالرو و کوربو² (1988)، عدم اطمینان نرخ حقیقی ارز در کاهش صادرات را مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که عدم اطمینان نرخ حقیقی ارز اثر منفی قوی و آشکاری بر عملکرد صادرات کشورهای کم‌تر توسعه یافته دارد. گلدبرگ و کلاین³ (1997) دریافتند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برخی از کشورهای در حال توسعه به‌طور معنی داری نرخ‌های ارز حقیقی دوجانبه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. استاکمن⁴ (1988) استدلال کرد که رفتار نرخ‌های حقیقی ارز بعد از سقوط نظام برتون وودز می‌تواند به شوک‌های حقیقی نسبت داده شود. لاستراپس (1992)، اندرس و لی (1997)، تغییرات نرخ حقیقی ارز را برای کشورهای صنعتی تجزیه کردند و نتیجه گرفتند که حرکات نرخ حقیقی ارز در دوره‌ی پس از برتون وودز تا حدود زیادی به شوک‌های حقیقی نسبت داده می‌شود. وانگ تاو⁵ (2004)، منابع نوسان‌های نرخ حقیقی ارز در چین را مورد بررسی قرار داد و نتیجه گرفت که در مقایسه با مطالعات انجام گرفته در کشورهای صنعتی، شوک‌های اسمی نقش مهم‌تری در توضیح

1- Vector Autoregressive.

2- Caballero and Corbo.

3- Goldberg and Klein.

4- Stockman.

5- Wang Tao.

نوسان‌های نرخ حقیقی ارز بازی می‌کنند. در این جا به تبیین دقیق‌تر برخی از مطالعات انجام گرفته در زمینه‌ی منابع نوسان‌های نرخ ارز می‌پردازیم.

2-1- تبیین مطالعه‌ی اندرس و لی (1997)

به منظور بررسی علت وقوع انحراف از فرضیه برابری قدرت خرید،¹ (PPP) اندرس و لی، فرض نمودند که دو نوع شوک وجود دارد: یک شوک حقیقی و یک شوک اسمی. بر اساس تئوری‌های اقتصادی، شوک‌های حقیقی سبب بروز تغییرات دایمی در نرخ حقیقی ارز می‌شوند، اما شوک‌های اسمی تنها تغییرات موقتی را در نرخ حقیقی ارز به همراه خواهند داشت. به عنوان مثال اگر کانادا در بلندمدت عرضه‌ی اسمی پول را دو برابر کند؛ سطح قیمت‌ها و نرخ ارز در این کشور دو برابر خواهد شد. با این حساب در بلند مدت نرخ حقیقی ارز هیچ تأثیری از شوک عرضه‌ی پول نخواهد پذیرفت. آن‌ها با تخمین یک مدل VAR دو متغیره شامل تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ حقیقی ارز و لگاریتم نرخ اسمی ارز (دلار کانادا بر حسب دلار آمریکا) و وارد کردن وقفه‌های یک ماهه، 6 ماهه و 12 ماهه و هم‌چنین تحمیل قید بلانچارد و کوآ² که بر اساس آن شوک‌های اسمی فاقد تأثیر بلندمدت بر نرخ حقیقی ارز هستند؛ نتایج زیر را به‌دست آوردند:

1) شوک‌های حقیقی تقریباً تمام واریانس خطای پیش‌بینی نرخ حقیقی ارز و 80 درصد واریانس خطای پیش‌بینی نرخ اسمی ارز را در هر دوره‌ی زمانی مورد پیش‌بینی، توضیح می‌دهند.

2) شوک‌های حقیقی به‌طور آنی نرخ حقیقی و اسمی ارز را افزایش می‌دهند، به‌طوری‌که افزایش ناگهانی³ در ارزش حقیقی دلار، تقریباً شبیه افزایش ناگهانی ایجاد شده در ارزش اسمی آن می‌باشد. همه‌ی این تغییرات دارای ماهیت دایمی هستند، به گونه‌ای که نرخ‌های اسمی و حقیقی پس از گذشت حدود 9 ماه به سطوح بلندمدت جدید خود هم‌گرا می‌شوند.

1- Purchasing Power Parity.

2- Blanchard and Quah.

3- Jump.

3) حرکت نرخ حقیقی ارز به سمت سطح بلندمدت جدید تقریباً به نحو آنی صورت می‌گیرد؛ در حالی که قیمت دلار کانادا نسبت به دلار آمریکا کاهش می‌یابد. در این‌جا شواهد اندکی مبنی بر اضافه جهش¹ نرخ ارز وجود دارد.

4) وقوع یک شوک اسمی منجر به افزایش ارزش اسمی دلار آمریکا می‌شود؛ بدون آن که اضافه جهش نرخ ارز را به دنبال داشته باشد. در نتیجه این که نرخ حقیقی دلار در ابتدا هم جهت با نرخ اسمی دلار حرکت می‌کند.

2-2- تبیین مطالعه ی دیبگلو و کوتان² (1998)

با استفاده از داده‌های ماهانه ی دوره‌ی 1990:1-1998:2، دیبگلو و کوتان، منابع نوسان‌های نرخ اسمی و حقیقی ارز در اقتصادهای در حال گذر از قبیل لهستان و مجارستان را با استفاده از مدل VAR ساختاری دو متغیره مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که:

1- اهمیت نسبی شوک‌های اسمی و حقیقی، در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی کوتاه مدت نرخ حقیقی ارز در لهستان و مجارستان کاملاً متفاوت است. در مورد لهستان؛ شوک‌های اسمی (عرضه‌ی اسمی پول، شوک نرخ ارز رسمی) نقش نسبتاً مهمی را در توضیح نرخ حقیقی ارز برای افق‌های زمانی کوتاه مدت بازی می‌کنند. در مورد مجارستان؛ در کوتاه مدت و بلند مدت، شوک‌های حقیقی (بهبود تکنولوژی از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و خصوصی سازی، افزایش کیفیت محصول و کاهش هزینه‌ی حقیقی هر واحد نیروی کار) نقش غالب را در توضیح نرخ حقیقی ارز بازی می‌کنند.

2- توابع واکنش آنی به دست آمده برای لهستان نشان می‌دهد که نرخ اسمی ارز در واکنش به شوک‌های اسمی در حدود یک سال افزایش می‌یابد و پس از یک کاهش اندک به سطح بلندمدت خود می‌رسد. واکنش نرخ حقیقی ارز نسبت به شوک‌های اسمی برای مدت سه ماه همانند نرخ اسمی ارز می‌باشد که بیانگر سکون قیمت‌ها در کوتاه مدت است. به‌طور کلی اگر شوک‌های اسمی را به عنوان محور سیاست‌های پولی تفسیر کنیم، این شوک‌ها نقش معنی‌داری را در توضیح نوسان‌های نرخ اسمی و حقیقی

1- Overshooting.

2- Kutan.

ارز برای لهستان بازی می‌کنند. معنی‌دار بودن شوک‌های اسمی، با شواهد ارائه شده توسط اندرس و لی (1997) برای آرژانتین و برزیل سازگار می‌باشد. توابع واکنش آنی به‌دست آمده برای مجارستان نشان می‌دهد که نرخ حقیقی ارز در واکنش به شوک‌های حقیقی در طول زمان افزایش می‌یابد، در حالی‌که واکنش آن نسبت به شوک اسمی در طول یک سال از بین می‌رود. هم‌چنین واکنش نرخ اسمی ارز نسبت به شوک اسمی و حقیقی در سه ماهه‌ی اول پس از شوک، مثبت و مشابه می‌باشد؛ با این تفاوت که شوک‌های حقیقی اثری دایمی بر روی نرخ اسمی ارز دارند و آن را در طول زمان افزایش می‌دهند؛ در حالی‌که اثر شوک‌های اسمی پس از حدود یک سال بر روی نرخ اسمی ارز از بین می‌رود. یافته‌ها برای مجارستان با شواهد گزارش شده برای کشورهای صنعتی توسط لاستراپس (1992)، اندرس و لی (1997)، سازگار است.

2-3- تبیین مطالعه‌ی دی‌گلو و آلیسا (2002)

در این مطالعه روش سری‌های زمانی با استفاده از داده‌های ماهانه برای بررسی منابع تغییرات نرخ حقیقی ارز در عربستان سعودی مورد بررسی قرار گرفته است. با استفاده از مدل ساختاری دو متغیره شامل تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ حقیقی ارز و سطح قیمت‌ها و تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی چهار مدل تخمین زده شده است. 1- نتایج حاصل از توابع واکنش آنی نشان می‌دهند که یک شوک حقیقی بلافاصله نرخ حقیقی ارز را افزایش می‌دهد؛ به‌طوری‌که نرخ حقیقی ارز در حدود ماه پنجم پس از شوک، به سطح بلندمدت خود می‌رسد. هم‌چنین نرخ حقیقی ارز در واکنش به یک شوک اسمی کاهش می‌یابد و در ماه پنجم پس از شوک به سطح بلندمدت خود بر می‌گردد. از سوی دیگر سطح قیمت‌ها در واکنش به شوک اسمی افزایش می‌یابد؛ به‌طوری‌که این افزایش نسبت به شوک حقیقی دو برابر است.

2- نتایج تجزیه‌ی واریانس نشان می‌دهد که شوک‌های اسمی در حدود 10 درصد تغییرات نرخ حقیقی ارز را در کوتاه مدت توضیح می‌دهند؛ اگر چه اثرات این شوک‌ها پس از یکسال به حدود 2 درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، شوک‌های حقیقی عامل مهم تغییرات نرخ حقیقی ارز در عربستان هستند. این نتایج با نتایج به‌دست آمده برای کشورهای صنعتی تا حدود بسیار زیادی سازگارند. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهند

که شوک‌های اسمی نقش مهمی را در توضیح تغییرات سطح قیمت در کوتاه مدت و بلندمدت بازی می‌کنند.

2-4- تبیین مطالعه ی هموری و تانیزاکی¹ (2004)

در این مقاله ی منابع نوسان‌های نرخ حقیقی ارز در شش² کشور آفریقایی (شامل نیجریه به عنوان یک کشور دارای نفت) مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از داده‌های ماهانه‌ی دوره‌ی ژانویه ی 1990 تا ژوئیه 2003 استفاده شده است. نتایج تجربی این مقاله نشان می‌دهد که تکانه‌های حقیقی نقش برجسته ای را در نوسان‌های نرخ حقیقی ارز بازی می‌کنند. این نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز انعطاف پذیر، به عنوان رژیم نرخ ارز در کشورهای مورد مطالعه قابل ترجیح می‌باشد.

2-5- تبیین مطالعه ی جوونال³ (2009)

در این مقاله نقش تکانه‌های حقیقی و پولی بر رفتار نرخ حقیقی ارز، با استفاده از یک مدل VAR ساختاری در اقتصاد آمریکا مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از داده‌های فصلی دوره‌ی 1976 تا 2007 استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که تکانه‌های پولی در توضیح نوسان‌های نرخ حقیقی ارز بی اهمیت هستند. هم‌چنین تکانه‌های تقاضا به ترتیب 23% و 38% واریانس نرخ حقیقی ارز را در فصل چهارم و فصل بیستم توضیح می‌دهند. نتایج به‌دست آمده همانند مطالعات اخیر، نقش برجسته ی تکانه‌های حقیقی را در توضیح نوسان‌های نرخ حقیقی ارز تأیید می‌کنند.

3- روش شناسی تحقیق

تجزیه و تحلیل VAR یک ابزار اساسی برای بررسی پویایی سیستم‌های اقتصادی است. (همان‌گونه که سیمز، در سال 1980 آن را به‌طور اساسی به‌کار برد). تحقیقات بر روی ارتباط بین VAR و مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری، امکان شناسایی شوک‌های ساختاری و هم‌چنین بررسی اثرات پویای این شوک‌ها را بر داده‌های قابل مشاهده

1- Hamori and Tanizaki.

2- Burundi, Ghana, Lesotho, Malawi, Nigeria and South Africa.

3- Juvenal.

میسر ساخته است. برای شناسایی ارتباط بین شوک‌های ساختاری و خطاهای مدل VAR، لازم است که اثرات پویای شوک‌های ساختاری را بر روی خطاهای مدل VAR مقید کنیم.

به منظور تعیین منابع نوسان‌های نرخ حقیقی و اسمی ارز در ایران، دو نوع شوک، اسمی (از قبیل شوک قیمت نفت، عرضه‌ی پول، کاهش ارزش پول) و حقیقی (از قبیل تغییر در منابع در دسترس¹، بهره‌وری، مخارج حقیقی) را در نظر می‌گیریم. نرخ حقیقی ارز را نیز به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$r_t = n_t + p_{ft} - p_{dt}$$

به طوری که p_{ft} و p_{dt} به ترتیب عبارتند، از لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده در خارج و داخل و n_t عبارتست از لگاریتم قیمت دلار آمریکا بر حسب ریال. فرض کنید r_t و n_t به اندازه‌ی کافی برای مانا شدن تفاضل‌گیری شده باشند. حال مدل VAR دو متغیره‌ی زیر را در نظر بگیرید:

$$\begin{bmatrix} r_t \\ n_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_0 \\ n_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_t \\ n_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{rt} \\ e_{nt} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$a_{ij}(L) = \sum_{k=1}^n a_{ij}(k)L^k$ ، چندجمله‌ای از مرتبه‌ی n ام است، که در آن L مبین عملگر وقفه، i معرف شماره‌ی معادله، j شماره‌ی متغیر حاضر در معادله و k تعداد وقفه‌ی مورد نظر برای سیستم است.

e_{nt} و e_{rt} ، خطاهای تصادفی معادلات نرخ حقیقی ارز و نرخ اسمی ارز هستند. هم‌چنین ترکیبی از شوک‌های ساختاری و این شوک‌ها مسئول تغییرات r_t و n_t هستند. فرض کنید ε_{rt} و ε_{nt} به ترتیب بیانگر شوک‌های حقیقی و اسمی با میانگین صفر و فاقد همبستگی با یکدیگر باشند. رابطه‌ی بین خطاهای تصادفی مدل VAR و شوک‌های ساختاری به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\begin{bmatrix} e_{rt} \\ e_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{rt} \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (2)$$

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

رابطه‌ی (2) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{bmatrix} \text{var}(e_{rt}) & \text{cov}(e_{rt}, e_{nt}) \\ \text{cov}(e_{rt}, e_{nt}) & \text{var}(e_{nt}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon r}^2 & \sigma_{\varepsilon r \varepsilon n} \\ \sigma_{\varepsilon r \varepsilon n} & \sigma_{\varepsilon n}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

تخمین مدل VAR مقادیر $\text{var}(e_{rt})$ ، $\text{var}(e_{nt})$ و $\text{cov}(e_{rt}, e_{nt})$ را می‌دهد. اگر شوک‌های ساختاری را به گونه‌ای نرمال کنیم که $\sigma_{\varepsilon r}^2 = 1$ ، $\sigma_{\varepsilon n}^2 = 1$ ، $\sigma_{\varepsilon r \varepsilon n} = 0$ ، در این صورت بر اساس رابطه‌ی (3) می‌توان نوشت:

$$\begin{aligned} \text{var}(e_{rt}) &= (c_{11})^2 + (c_{12})^2 \\ \text{var}(e_{nt}) &= (c_{21})^2 + (c_{22})^2 \\ \text{cov}(e_{rt}, e_{nt}) &= c_{11}c_{21} + c_{21}c_{22} \end{aligned}$$

حال اگر قید بلانچارد و کوا را برای شناسایی کامل ضرایب به کار ببریم؛ خواهیم داشت:

$$c_{12} \left[1 - \sum_{k=1}^{\infty} a_{22}(k) \right] + c_{22} \sum_{k=1}^{\infty} a_{12}(k) = 0 \quad (4)$$

بر اساس قید بلانچارد و کوا، شوک‌های اسمی هیچ تأثیر بلندمدتی بر نرخ حقیقی ارز ندارند. به عبارت دیگر، شوک‌های اسمی ε_{nt} ، تنها تأثیری موقتی و کوتاه مدت بر نرخ حقیقی ارز دارند. نکته‌ی قابل توجه آن‌که هیچ محدودیتی برای تأثیر یک شوک حقیقی بر نرخ حقیقی ارز و یا برای تأثیر یک شوک حقیقی یا اسمی بر نرخ اسمی ارز وجود ندارد. مقادیر محاسبه شده‌ی c_{ij} در جدول (1) ارائه شده است. با شناسایی شوک‌های حقیقی (ε_{rt}) و شوک‌های اسمی (ε_{nt})، می‌توان به تحلیل توابع واکنش آنی¹ و تجزیه‌های واریانس² پرداخت.

1- Impulse Response Functions.

2- Variance Decomposition.

جدول 1- تخمین شوک‌های ساختاری

Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 5 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$				
Restriction Type: long-run text form				
Long-run response pattern:				
C(1)	0			
C(2)	C(3)			
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0/62251	0/00542	11/48913	0/0000
C(2)	0/064281	0/00797	8/06349	0/0000
C(3)	0/046133	0/00402	11/48913	0/0000
Log likelihood	245/3236			
Estimated A matrix:				
1	0			
0	1			
Estimated B matrix:				
0/055761	0/030964			
0/050639	0/053641			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

4- بررسی داده‌ها و مدل

مدل VAR طبق ایده‌ی سیمز، نیاز به دانستن دو مورد، یکی تعیین متغیرهای مناسب برای حضور در سیستم و دیگری تعیین وقفه‌ی بهینه در مدل می‌باشد. اگر برای هر متغیر در هر معادله‌ی VAR طول وقفه‌ی متفاوتی را تعیین کنیم، در این حالت سیستم از حالت تقارن خارج می‌شود و تخمین‌های OLS کارایی لازم را نخواهند داشت.

معمولاً مرسوم است که از طول وقفه‌ی مشابه برای معادلات سیستم استفاده شود. گاهی اوقات محدودیت درجه‌ی آزادی، تعداد وقفه‌ها را تعیین می‌کند، اما در شرایطی که تعداد مشاهدات زیاد است بایستی بر اساس یک معیار مناسب، به یک مدل

صرفه جو¹ دست یافت. از آنجایی که همبستگی خطی بین متغیرهای سمت راست محتمل بوده و منجر به هم خطی شدید می‌شود، لذا نمی‌توان از معیار و تابع آزمون کننده‌ی t برای ضرایب تک‌جهت کوچک کردن² مدل استفاده نمود. در چنین شرایطی از معیارهای اطلاعاتی مبتنی بر خطاهای تخمین زده شده استفاده می‌شود. در این جا به بررسی مانایی³ متغیرها و تعیین وقفه‌ی بهینه در مدل می‌پردازیم. به عنوان اولین مرحله از روش بلانچارد و کوا، با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد از قبیل ADF⁴ و KPSS⁵، به بررسی مانایی داده‌های فصلی نرخ حقیقی ارز و نرخ اسمی ارز در بازار آزاد برای دوره‌ی 1:1369 تا 2:1387، می‌پردازیم. برای محاسبه‌ی نرخ حقیقی ارز از نسبت حاصل ضرب نرخ ارز بازار آزاد در نسبت شاخص قیمت مصرف کننده‌ی آمریکا به شاخص قیمت مصرف کننده ایران استفاده شده است. به بیان دیگر نرخ ارز حقیقی ارز به شکل زیر محاسبه شده است:

$$r_t = n_t \frac{cpia}{cpii}$$

به طوری که r_t نمایانگر نرخ حقیقی ارز، n_t بیانگر نرخ ارز بازار آزاد، $cpia$ و $cpii$ به ترتیب شاخص قیمت مصرف کننده ایران و آمریکا بر اساس سال پایه 1376 بوده است. براساس جدول (2) آماره‌ی آزمون ADF، فرض وجود ریشه‌ی واحد را برای لگاریتم نرخ حقیقی ارز (lr_t) و لگاریتم نرخ اسمی ارز (ln_t) در سطح معنی داری 5% رد نمی‌کند؛ اما وجود ریشه‌ی واحد را برای تفاضل مرتبه‌ی اول دو متغیر رد می‌کند. آماره‌ی آزمون KPSS نیز، نتایج به دست آمده را برای آزمون ADF تأیید می‌کند. بر اساس نتایج به دست آمده، تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ حقیقی ارز و اسمی را در سیستم VAR وارد می‌کنیم.

1- Parsimonious.
2- Paring down.
3- Stationarity.
4- Augmented Dickey-Fuller.
5- Kwiatkowski-Phillips- Schmidt-Shin test.

جدول 2 - آزمون ریشه‌ی واحد با وجود عرض از مبدأ و روند خطی در مدل ADF و KPSS

متغیرها	lr_t	ln_t	dlr_t	dln_t
آماره‌ی آزمون ADF	-1/93	-1/201	-9/0005	-8/678
آماره‌ی آزمون KPSS	0/237	0/249	0/048	0/056

کمیت بحرانی آماره‌ی آزمون ADF و KPSS در سطح معنی‌داری 5%، به ترتیب برابر با -3/479 و 0/146 می‌باشد.

منبع: محقق

برای تعیین وقفه‌ی بهینه سیستم، معیارهای اطلاعاتی آکائیک¹ (AIC)، شوارز² (SC)، حنان کوئین³ (HQ) و هم‌چنین آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل شده⁴ (LR) تا 12 وقفه برای سیستم محاسبه شده که در جدول (3) آورده شده است.

جدول 3 - تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR

Endogenous variables: LOG(R) LOG(N)

Exogenous variables: C @TREND

Sample: 1371Q1 1387Q2

Included observations: 66

Lag	LogL	LR	AIC	SC	HQ
0	90/79	NA	-2/63	-2/50	-2/58
1	240/71	281/66	-7/05	-6/79*	-6/95
2	243/92	5/85	-7/03	-6/63	-6/87
3	246/41	4/36	-6/99	-6/45	-6/77
4	250/75	7/38	-6/99	-6/33	-6/73
5	264/23	22/056*	-7/28	-6/48	-6/96*
6	268/36	6/50	-7/28*	-6/36	-6/92
7	270/94	3/92	-7/24	-6/18	-6/82
8	271/67	1/07	-7/14	-5/95	-6/67
9	278/18	9/08	-7/22	-5/90	-6/70
10	278/81	0/83	-7/12	-5/66	-6/54
11	281/58	3/53	-7/08	-5/49	-6/45
12	282/48	1/09	-6/98	-5/26	-6/30

* 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

منبع: نتایج تحقیق

1- Akaike.

2- Schwarz.

3- Hannan - Quinn.

4- Sequential Modified LR test statistic.

معیار اطلاعاتی حنان کوئین و آزمون نسبت درست نمایی وقفه‌ی بهینه پنج و معیارهای اطلاعاتی شوارز و آکائیک به ترتیب وقفه‌ی بهینه‌ی یک و شش را برای سیستم پیشنهاد می‌کنند. به منظور رعایت اصل صرفه جویی، وقفه‌ی بهینه‌ی مدل را پنج در نظر می‌گیریم. از آنجایی که سیستم VAR را نمی‌توان مشابه سیستم معادلات ساختاری تفسیر و تحلیل کرد، این کار را با استفاده از توابع واکنش آنی و تجزیه‌های واریانس انجام می‌دهیم.

5- نتایج تجربی

نمودار (1) و (2)، به ترتیب توابع واکنش آنی نرخ حقیقی و اسمی ارز را نشان می‌دهند. برای داشتن تصویری واضح، نتایج برای سطوح نرخ اسمی و حقیقی ارز (بر خلاف تفاضل مرتبه‌ی اول) محاسبه شده‌اند. در واکنش به شوک‌های حقیقی مطالب زیر قابل ذکر است:

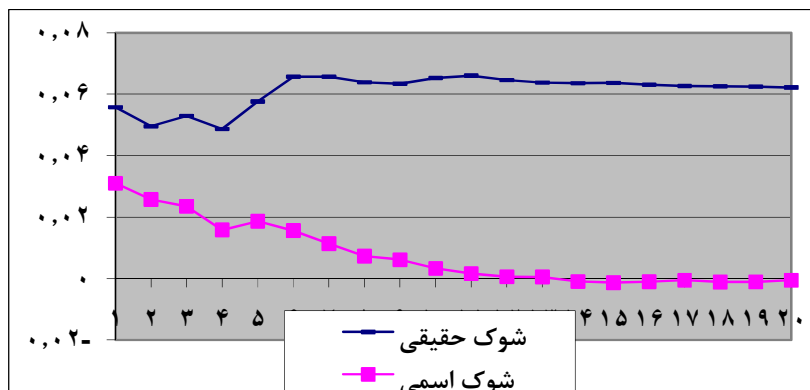
1- شوک‌های حقیقی به‌طور آنی نرخ اسمی و حقیقی ارز را افزایش می‌دهند، به‌طوری‌که افزایش ناگهانی ایجاد شده در ارزش حقیقی دلار، تقریباً 1/1 برابر افزایش ناگهانی ایجاد شده در ارزش اسمی آن است. همه‌ی این تغییرات، دارای ماهیت دائمی هستند، به گونه‌ای که نرخ‌های حقیقی و اسمی ارز به ترتیب پس از گذشت حدود 6 فصل (یک و نیم سال) و 7 فصل (یک سال و نه ماه) به سطوح بلندمدت جدید خود هم‌گرا می‌شوند.

2- حرکت نرخ حقیقی ارز به سمت سطح بلندمدت جدید به نحو آنی صورت نمی‌گیرد؛ در این‌جا شواهدی مبنی بر اضافه جهش نرخ ارز وجود دارد. در واکنش به شوک‌های اسمی مطالب زیر قابل ذکر است:

1- همان‌طوری‌که قید تشخیص اعمال شده ایجاب می‌کند؛ تأثیر شوک اسمی بر نرخ حقیقی ارز الزاماً موقتی است. به عبارت دیگر در بلندمدت شوک‌های اسمی، هیچ تأثیری بر نرخ حقیقی ارز ندارند.

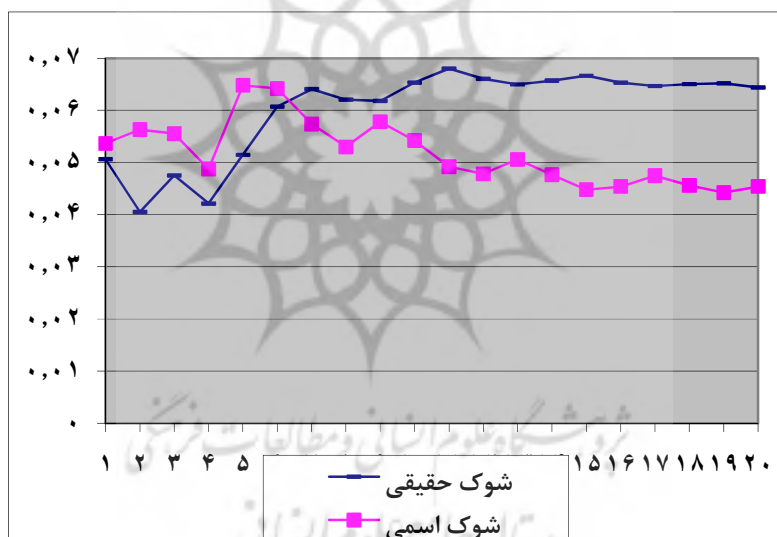
2- در واکنش به یک شوک اسمی، نرخ حقیقی ارز افزایش می‌یابد و تقریباً در فصل دوازدهم پس از شوک، به سطح بلندمدت خود بر می‌گردد.

3- در واکنش به یک شوک اسمی، نرخ اسمی ارز افزایش می‌یابد و تقریباً در فصل دوازدهم پس از شوک به سطح بلندمدت خود بر می‌گردد.



منبع: محقق

نمودار 1- واكنش نرخ حقیقی ارز به شوک‌های حقیقی و اسمی



منبع: محقق

نمودار 2- واكنش نرخ اسمی ارز به شوک‌های حقیقی و اسمی

در ادامه سهم نسبی شوک‌های حقیقی و اسمی را در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی سری‌های نرخ اسمی و حقیقی ارز مورد ارزیابی قرار می‌دهیم. نتایج به‌دست آمده در جدول (4) نشان می‌دهد که:

1- شوک‌های اسمی (عرضه‌ی اسمی پول، شوک نرخ اسمی ارز) در کوتاه مدت در حدود 24 درصد تغییرات نرخ حقیقی ارز را توضیح می‌دهند. به هر حال، اثرات این شوک‌ها پس از دوازده فصل به حدود هفت درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت و بلند مدت شوک‌های حقیقی (شوک بهره‌وری، شوک تکنولوژیکی) نقش غالب را در توضیح نرخ حقیقی ارز بازی می‌کنند.

جدول 4- تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی نرخ ارز حقیقی و نرخ ارز اسمی

افق زمانی (فصلی)	تغییرات نرخ حقیقی ارز به علت		تغییرات نرخ اسمی ارز به علت	
	شوک حقیقی	شوک اسمی	شوک حقیقی	شوک اسمی
1	76%	24%	47%	53%
2	77%	23%	41%	59%
3	79%	21%	41%	59%
4	82%	18%	42%	58%
5	84%	16%	41%	59%
6	86%	14%	42%	58%
7	88%	12%	45%	55%
8	89%	11%	46%	54%
9	90%	10%	47%	53%
10	92%	8%	49%	51%
11	92%	8%	50%	50%
12	93%	7%	52%	48%
13	94%	5%	53%	47%
14	94%	5%	54%	46%
15	94%	5%	55%	45%
16	95%	5%	55%	45%
17	95%	5%	56%	44%
18	95%	5%	57%	43%
19	96%	4%	57%	43%
20	96%	4%	58%	42%
بلندمدت	100%	0%	61%	39%

منبع: نتایج تحقیق

2- شوک‌های اسمی در کوتاه مدت نقش نسبتاً بیش‌تری را در توضیح نرخ اسمی ارز در مقایسه با شوک‌های حقیقی بازی می‌کنند؛ به‌طوری‌که در کوتاه مدت در حدود 53 درصد واریانس خطای پیش‌بینی را برای نرخ اسمی ارز توضیح می‌دهند. در میان

مدت نقش شوک‌های اسمی در توضیح نرخ اسمی ارز به 59 درصد افزایش می‌یابد، اما در بلندمدت نقش شوک‌های اسمی به حدود 39 درصد کاهش می‌یابد. با توجه به این‌که در کوتاه مدت سهم نسبی شوک‌های اسمی در توضیح نرخ حقیقی ارز 24 درصد می‌باشد، لذا در کوتاه مدت با استفاده از یک سیاست باثبات پولی (به دلیل مدیریت نرخ اسمی ارز توسط دولت) تا حدودی می‌توان از نوسانات نرخ حقیقی ارز جلوگیری کرد. از سوی دیگر نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که منابع نوسان‌های نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران شوک‌های حقیقی هستند، لذا برای بهبود رقابت پذیری (افزایش خالص صادرات) از طریق سیاست نرخ حقیقی ارز، دولت بایستی بر روی طرف حقیقی اقتصاد از قبیل افزایش بهره وری و کارایی متمرکز شود. این افزایش در بهره وری و کارایی می‌تواند به صورت بهبود تکنولوژی‌های قدیمی از طریق سرمایه‌گذاری خارجی و خصوصی سازی میسر شود.

فهرست منابع

- بانک مرکزی ایران، شاخص‌های فصلی قیمت و نرخ ارز، سال‌های مختلف. (www.cbi.ir)
- آمارهای اقتصادی آمریکا، شاخص‌های فصلی قیمت. (www.economagic.com)
- Aleisa , Eisa A, and Dibooglu Sel , (2002), " Sources of Real Exchange Rate Movements in Saudi Arabia. "Journal of Economics and Finance, Volume 26, Number 1, Spring,PN:102.
- Blanchard, O. J. and Quah , D (1989), *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. American Economic Review, Vol.79, pp. 655-73
- Caballero, Ricardo J., and Vittorio Corbo (1988) , "Real Exchange Rate Uncertainty and Exports: Multi-Country Empirical Evidence." Department of Economics, Columbia University Working Paper 414.
- Enders, W (2004), *Applied Econometric Time Series*". John Wiley & Sons, Inc.
- Enders, Walter, and Bong - Soo Lee (1997), "Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the Post-Bretton Wood Period." Journal of International Money and Finance 16: 233-254.
- Goldberg, Linda S., and Michael W. Klein (1997) "Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia and

Latin America.” National Bureau of Economic Research, Working Paper 6344.

Hamori ,Shigyuki., Tanizaki , Hisashi (2004) “*Structural VAR Approach to the Sources of Exchange Rate Fluctuations in Sub-Saharan African Countries.*” Kobe University,2-1 Rokkodai , Nada –Ku , Kobe 657-8501, Japan.

Juvenal, Luciana. August (2009) “*Sources of Exchange Rate Fluctuations: Are They Real or Nominal?* ” Federal Reserve Bank Of ST. Louis. Working Paper 2009-040A.

Kutan, Ali M., & Dibooglu, Salahattin (1998) " *Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: Evidence from Hungary and Poland.*" Federal Reserve Bank of St. Louis, Journal of Comparative Economics Working Paper -022A.

Lastrapes, William D. (1992). “*Sources of Fluctuations in Real and National Exchange Rates.*”The Review of Economics and Statistic 74: 530-539.

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 29: 259-294.

Shaghil Ahmed (2003) “*Sources of Economic Fluctuations in Latin America and Implications for Choice of Exchange Rate Regimes,*” Journal of Development Economics, Vol. 72, Issue 1, pp. 181–202.

Wang, Tao,(2004) " China: *Sources of Real Exchange Rate fluctuations,* "International Monetary Fund, WP/04/18.



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی