دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیستم ، شمارۀ۵، بهار و تابستان ۱۳۹۲

بررسی اثر شوک‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارز با استفاده از روش *VAR* ساختاری در کشورهای در حال توسعه

سید کمال صادقی[۱]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز
محمد علی متفکر آزاد[۲]
استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز
محمد رضا سلمانی بی شک[۳]
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز
پروین علی مرادی افشار[۴]
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۸/۲۰

چکیده

این پژوهش به بررسی اثرات شوک‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارز در کشورهای در حال توسعه در دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۹ با استفاده از فرضیه فریدمن می‌پردازد.

نتایج تحقیق بیانگر این است که شوک‌های تجاری باعث تغییرات بیشتری در محصول واقعی کشورهای با رژیم نرخ ارز ثابت نسبت به کشورهای با رژیم نرخ ارز شناور می‌شوند. هم‌چنین، نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد در کشورهای با رژیم نرخ ارز ثابت، شوک‌های تجاری بیشترین اثر را در توضیح نوسانات مقدار تولید ناخالص داخلی دارد. سهم شوک‌های تجاری در توضیح نوسانات محصول واقعی کشورهای با رژیم نرخ ارز ثابت بین ۴۵ -۷۱ درصد است و در کشورهای با رژیم نرخ ارز شناور این مقدار برابر ۱-۱۱

۱- نویسنده مسئول: sadeghiseyedkamal@gmail.com

2- motfakker@tabrizu.ac.ir
3- mrsalmani_2005@yahoo.com
4- soma.chawarwan@gmail.com

درصد است. به طور کلی، نتایج پژوهش برای تمام کشورها به جز ایران مطابق با فرضیه فریدمن است.

واژه‌های کلیدی: شوک تجاری، نوسانات تجاری، *VAR* ساختاری
طبقه بندی JEL :E39، F31، C12

A Survey of the Effects of Trade Shocks on Macroeconomics Variables in Different Exchange Rate Regimes by Using Structural VAR in Developing Countries

Seyed Kamal Sadeghi
Associate Professor, University of Tabriz
Mohamadali Motafaker Azad
Professor, University of Tabriz
Mohamad Reza Salmani bishak
Assistant Professor, University of Tabriz
Parvin Alimoradi Afshar
PhD student of Economics, University of Tabriz

Received: 8 Apr 2012 Accept: 10 Nov 2012

Abstract

This paper surveys the effects of trade shocks on macroeconomics variables in different exchange rate regimes in developing countries in period 1990-2009 by using Friedman's hypothesis.

The results show that trade shocks causes greater real output volatility in countries adopting fixed exchange rate regimes relative to those adopting flexible exchange rate regimes. Also, variance decomposition analysis demonstrates that, in fixed exchange rate regimes, trade shocks have a maximum effect in explaining the fluctuations in Gross Domestic Products. The contribution of trade shocks in explaining the fluctuations in real output is between 45% and 71% for countries adopting fixed regimes and between 1% and 11% for countries adopting flexible regimes. Generally, as a whole the results of the study for all countries except Iran are in accordance with Friedman's hypothesis.

Keywords: Terms of Trade, Structural VAR, Exchange Rate Regimes, Friedman's Hypothesis
JEL Classification: E39،F31 ،C12

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین موضوعات مطرح در اقتصاد کلان اثرات شوک‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی است. با توجه به اینکه نوسانات تجاری عرضه و تقاضا کل را از طریق کانال‌های صادرات و واردات تحت تأثیر قرار می‌دهند. از این رو بررسی آن‌ها دارای اهمیت ویژه‌ای است. اثر شوک‌های تجاری بر نوسانات نرخ ارز و دیگر متغیرهای اقتصادی با توجه به شرایط و موقعیت اولیه می‌تواند دارای اثرات متفاوتی بر متغیرهای اقتصادی داشته باشد. به همین دلیل تحولات نظام‌های ارزی در چند دهه گذشته سبب شده است که در عصر حاضر مقوله نرخ ارز بیش از پیش به عنوان متغیری کلیدی در سیاست اقتصادی مطرح گردد. نرخ ارز در علم اقتصاد به عنوان یک متغیر کلان مطرح می‌شود و به جهت اثرگذاری بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی در نظر سیاست‌گذاران از اهمیت و نقش ویژه‌ای برخوردار است. در طی دهه‌های اخیر نوسانات عمده‌ای در بخش‌های مختلف اقتصادی رخ داده است. بنابراین، بررسی اثر آن بر روی متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند در تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری برای رسیدن به اهداف اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد. در این مقاله به بررسی اثر شوک‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارز پرداخته می‌شود.

برای بررسی تأثیر شوک‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارزی در کشورهای در حال توسعه ابتدا شرح مختصری از پژوهش‌های انجام گرفته ارائه می‌شود در ادامه مبانی نظری مربوط به آن مطرح می‌شود. و پس از آن به مدل و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در قسمت پایانی نیز جمع‌بندی کلی از این تحلیل‌ها ارائه می‌گردد.

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. مطالعات خارجی

آگنور و همکاران[1] در پژوهشی شوک‌های تجاری در کشورهای در حال توسعه را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق بیانگر این است که کشورهای در حال توسعه در مقابل شوک‌ها،

1- Agenor et al.

پایداری نسبی نشان می‌دهند. هم‌چنین، سیکل‌های تجاری با نوسانات تولید همبستگی مثبت دارند (Agenor et al, 2000).

فتس و میهو[1] در پژوهشی به بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر مصرف و اشتغال با استفاده از *VAR* پرداخته‌اند. نتایج تحقیق بیانگر این است، که پس از افزایش مخارج دولت هر دو متغیر مصرف و اشتغال افزایش می‌یابند.(Fatas & Mihov, 2002).

فیشر و بوم[2] با استفاده از مدل‌های *VAR* به مطالعه اثرات شوک‌های اسمی بر نرخ‌های ارز پرداخته‌اند. نتایج تحقیق برای کشورهای *G7* بیانگر این است، شوک‌ها بر نرخ ارز واقعی دارای اثرات واقعی هستند. هم‌چنین، شوک‌ها اثر مثبتی بر تراز تجاری کشورهای مورد مطالعه دارند (Fisher & Baum, 2002).

برودا و تایل[3] در پژوهشی به بررسی اثرات رژیم نرخ ارز و چگونگی تعدیل نوسانات تجاری در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج تحقیق بیانگر این است که شوک‌های تجاری در حالت رژیم نرخ ارز شناور اثر کمی بر تولید دارند، چون شناور بودن نرخ ارز باعث جذب اثرات شوک‌ها می‌شود. در پژوهش مزبور از روش *VAR* استفاده شده است. (Broda &Tille, 2003).

برودا[4] در پژوهشی به رابطه بین تجارت و رژیم‌های نرخ ارز در کشورهای حال توسعه پرداخته است. در پژوهش مذکوراز داده‌های ۱۹۹۶-۱۹۷۳ برای ۷۵ کشور در حال توسعه استفاده شده است. نتایج تحقیق بیانگر این است که فرضیه فریدمن مبنی بر اینکه رژیم نرخ ارز شناور نسبت به نرخ ارز ثابت جذب کننده بهتری برای شوک‌ها است، تایید می‌شود(Broda, 2004).

آلیو[5] در پژوهشی به بررسی اثرات شوک‌های قیمت نفت و شناور بودن نرخ ارز بر رشد اقتصادی در نیجریه در دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۶ پرداخته است. نتایج تحقیق با استفاده از مدل *VAR* مبتنی بر هم جمعی یوهانس[6] بیانگر این است که علیت از شوک‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Fatas & .Mihov
2- Fisher & Baum
3- Broda & Tille
4- Broda
5- Aliyu
6- Johanssen

و علیت دو طرفه بین نرخ ارز واقعی و محصول ناخالص داخلی است. هم‌چنین، شوک‌های قیمتی مثبت نفت و افزایش نرخ ارز دارای اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی است(Aliyu ,2009).

هایاکاوا و کیمورا[1] در پژوهشی به بررسی رابطه نوسان نرخ بهره و تجارت بین‌الملل در آسیای شرقی پرداخته است که نتایج تحقیق بیانگر آن است در آسیای شرقی، شناور بودن زیاد نرخ ارز باعث کاهش رابطه مبادله در این مناطق نسبت به مناطق دیگر شده است. هم‌چنین، اثرات منفی این نوسانات بزرگ‌تر از اثر وضع تعرفه و کوچک‌تر از اثر تغییر هزینه حمل و نقل است (Hayakawa & Kimura,2009).

۲-۲. مطالعات داخلی

همتی و مباشر پور در پژوهشی به بررسی شوک‌های ساختاری با استفاده از مدل عرضه و تقاضای کار در چارچوب مدل VAR دو متغیره پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های عرضه و تقاضای کل همبستگی کامل با یکدیگر دارند. از طرف دیگر اثر شوک عرضه ساختاری به اندازه یک درصد بر تولید بزرگ‌تر از اثر شوک تقاضای ساختاری یک درصد بر تولید است.(Hemmati and Mbashrpvr, 2007) .

محمدی و اکبری فرد در مطالعه‌ای به بررسی شناسایی منابع اختلالات در تولید و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش بیانگر این است که شوک‌های طرف تقاضا به تنهایی اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته، ولی شوک‌های طرف عرضه اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. و همچنین، تأثیر شوک‌های طرف تقاضا بر تغییرات تولید گذرا و شوک‌های طرف عرضه (شوک‌های بهره‌وری) تأثیر تجمعی بر رشد اقتصادی دارند. در پژوهش آن‌ها از شیوه توصیفی و داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۴۱ استفاده شده و جهت بررسی اثر شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی، یک مدل بر اساس الگوی ادوار تجاری با تکنولوژی درون‌زا طراحی و مورد بررسی قرار گرفته است(Mohamadi and Akbari Fard,2009) .

ختایی به بررسی دیدگاه‌های مختلف در مورد اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی مطرح می‌پردازد. نتایج پژوهش بیانگر این است که با بررسی دقیق دیدگاه‌های مختلف به نظر می‌رسد که

1- Hayakawa & Kimura

علت این اختلافات تا حد زیادی مربوط به لحاظ نمودن یا لحاظ ننمودن نقش توسعه بازارهای مالی در تحلیل است(Khtayy,2009) .

۳. مبانی نظری

فریدمن[1] بیان می‌کند، هنگامی که اقتصاد کشورها به وسیله شوک‌های واقعی تحت تأثیر قرار می‌گیرد، کشورهایی که می‌توانند قیمت‌های نسبی را سریع‌تر تغییر دهند، مقدار تولید آن‌ها کمتر تغییر می‌کند. هم‌چنین، در تغییر حالت قیمت‌های چسبنده، تعدیل قیمت‌های نسبی به رژیم نرخ ارز وابسته است. در رژیم نرخ ارز شناور، قیمت‌های نسبی از طریق تغییرات نرخ ارز اسمی به صورت آنی تعدیل می‌شوند، در حالی که در رژیم نرخ ارز ثابت تغییرات به وسیله نرخ‌های اجازه داده شده اتفاق می‌افتد که معمولاً کند است. بنابراین، رژیم انعطاف‌پذیر نسبت به رژیم‌های نرخ ارز ثابت تغییرات کمتری در مقادیر (تولید) و تعدیلات سریع‌تر در قیمت‌ها دارد(Friedman,1953).

به طور کلی شوک‌ها می‌توانند داخلی باشند، یعنی منشأ ایجاد اخلال اقتصاد داخلی کشور باشد و یا خارجی باشند، یعنی منشأ اخلال از سایر کشورها نشأت گرفته باشد. شوک‌ها به صورت واقعی و پولی هستند. در شوک واقعی منشأ اخلال از بخش واقعی اقتصاد سرچشمه می‌گیرد (مانند شوک بهره‌وری در طرف عرضه اقتصاد، شوک تقاضای واقعی در طرف تقاضا که می‌تواند ناشی از اخلال در تقاضای خصوصی یا دولتی باشد) و در شوک پولی منشاء اخلال بازار پول است (مانند شوک تقاضای پول و...). هم‌چنین، اخلال به دو صورت دائمی و موقتی است. اخلال دائمی، اخلالی است که برای مدت طولانی در اقتصاد باقی می‌ماند (مانند شوک بهره‌وری ناشی از پیشرفت فنی که برای مدتی نسبتاً طولانی اقتصاد را متأثر می‌کند و یا شوک افزایش تقاضا ناشی از افزایش جمعیت یا دست‌یابی و راه‌یابی به یک بازار جدید). شوک زودگذر اخلالی است که فقط در زمانی کوتاه اقتصاد را متأثر می‌کند (مانند شوک افزایش تقاضا ناشی از تغییرات فصلی). هم‌چنین، شوک‌ها می‌توانند پیش‌بینی شده یا پیش‌بینی نشده باشند. شوک پیش‌بینی شده مانند شوک افزایش تقاضا ناشی از تغییرات فصلی و معمولاً قابل پیش‌بینی است و شوک پیش‌بینی نشده

1- Friedman

مانند اخلالی در تقاضا یا عرضه که به طور غیر منتظره رخ دهد. علاوه براین، تقارن یا عدم تقارن[1] شوک‌ها نیز بر انتخاب رژیم ارزی اثرگذار است. شوک‌های نامتقارن معمولاً مشکلی برای رژیم نرخ ارز ثابت یا اتحادیه پولی مشکل ایجاد می‌کند. مطالعه اثر شوک‌های تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی در رژیم‌های مختلف نرخ ارز به دو دلیل دارای اهمیت است. اول، علی رغم این که شماری زیادی از اقتصاددانان تفسیرهای تئوریکی درباره رژیم‌های مختلف نرخ ارز ارائه کرده‌اند، اما مطالعات تجربی اندکی درباره اعتبار فرضیه فریدمن انجام شده است. دوم، مطالعات تجربی رژیم نرخ ارز موجود تفاوتی بین شوک‌های واقعی و اسمی قائل نشده‌اند بنابراین، آزمون مستقیم نظریه فریدمن دارای اهمیت ویژه‌ای است.

٤. تصریح و برآورد الگو

در نیم قرن اخیر، علی رغم وجود همگرایی بین نظریات مختلف، تفاوت‌های قابل توجهی نیز بین آن‌ها وجود داشته است. اقتصاددانان سعی می‌کنند با توجه به الگوهای ساختاری کلان که از فروض هر نظریه خاص استنتاج می‌گردد، الگوها را تشخیص و نظریه‌ها را مورد آزمون قرار دهند. ساخت الگوهای ساختاری کلان با الگوی تین برگن[2] برای توضیح نوسانات اقتصادی آمریکا طی سال‌های ۳۲-۱۹۱۹ آغاز شد. پس از الگوی وی می‌توان به الگوهای کلاین و کلاین-گلدبرگر[3] به‌عنوان پیشگامان الگوهای ساختاری اقتصاد کلان با مقیاس بزرگ اشاره کرد. سیمز[4] در مقاله خود با عنوان اقتصاد کلان و واقعیت، بیان می‌کند که تصریح مدل‌های بزرگ اقتصاد کلان غیر واقعی بوده و در عمل و تجربه نیازی به تحمیل قیدهای مصنوعی و تصنعی برای شناسایی معادلات یک سیستم نیست. سیمز با طرح برخی انتقادات، شیوه متفاوتی را پیشنهاد کرد که در آن یک سیستم معادلات، (شامل برخی متغیرهای کلان) بدون استفاده از جنبه تئوریکی تخمین و جهت بررسی اقتصاد کلان مورد استفاده قرار می‌گیرند. وی این روش را خود توضیح برداری[5] (VAR)

1- Symmetry or Asymmetry
2- Tinbergen
3- Clain and goldberger
4- Sims
5- Vector Autoregression

نامید (Sims,1980) .

رهیافت خود توضیح‌برداری دارای گرایش داده‌ای است؛ به طوری که متغیرهای درون‌زا در قالب وقفه‌های خود بیان می‌شود و پس از آن تخمین و پیش‌بینی با استفاده از محاسبات آماری صورت می‌گیرد و نیازی به نظریه خاص در این مرحله نیست. این روش در پیش‌بینی نقاط برگشت[1] (اوج و حضیض) نوسانات اقتصادی نتایج قابل قبولی را ارائه می‌دهد. اولین قدم در توسعه یک مدل (VAR)، انتخاب متغیرهای کلان اقتصادی لازم برای تحلیل است. به عقیده سیمز (۱۹۸۰) فارغ از مسائل مربوط به درون‌زا یا برون‌زا فرض کردن متغیرهای کلان، می‌توان سیستمی را طراحی کرد که پیش‌بینی بهتری از متغیرهای کلان به دست آورد. بر مبنای این روش، طبقه متغیرهای برون‌زا وجود نداشته و فقط یک مجموعه معادلات شکل خلاصه شده با وقفه‌های مساوی برای همه متغیرها تخمین زده می‌شود (Tavakoli, 1999).

در این پژوهش تکیه اصلی بر روش علی- تحلیلی با استفاده از مدل *VAR* ساختاری است. قلمرو تحقیق کشورهای در حال توسعه بوده و دوره زمانی انجام تحقیق ۲۰۰۹-۱۹۸۰ است و رفتار تجربی، تولید ناخالص داخلی واقعی *(GDP)*، نرخ ارز واقعی *(RER)*، شاخص قیمتی مصرف کننده *(CPI)* و رابطه مبادله *(TOT)*، در کشورهای در حال توسعه در رژیم‌های نرخ ارز مختلف مدل بندی می‌شود. در این راستا از فرضیه فریدمن با استفاده از یک مدل ساختاری برای تخمین استفاده می‌شود. مدل تحقیق به صورت زیر است:

$$A_0Y_t=A(L)Y_t+B(L)X_t+U_t \qquad (۱)$$

که در آن $Y_t=(TOT_t\ GDP_t\ RER_t\ CPI_t)$ بردار متغیرهای درون زایی غیر ایستا هستند. هم‌چنین (u_t^{AD}، u_t^{CF}، u_t^{as}، u_t^{TT}) $U_t=$ خطاهای ساختاری، X_t بردار متغیرهای درون‌زا، A(L)، B(L) ماتریس چند جمله‌ای در اپراتور وقفه و $variance(ut)=\Sigma=I$ هستند. هم‌چنین، رابطه مبادله بازرگانی شاخصی است که به هنگام محاسبه تولید ناخالص داخلی و ملی به قیمت ثابت ذکر می‌شود و نشان دهنده تغییر در نسبت قیمت کالاهای صادراتی به قیمت کالاهای وارداتی نسبت به قیمت‌های سال پایه است. در واقع، معیار اندازه‌گیری تغییرات در صادرات و واردات نسبت به قیمت‌های نسبی است و طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود(Rahmani,2006).

1- Turning Points

نتیجه رابطه بازرگانی = $\frac{2\left[1-\frac{P_{IM}}{P_{EX}}\right]\frac{IM}{EX}}{\frac{P_{IM}}{P_{EX}}\left[1+\frac{IM}{EX}\right]}\cdot\frac{EX}{P_{EX}}$

فرض کنید Y_t از یک فرایند میانگین متحرک برداری به صورت زیر است:

$$Y_t = A_0\varepsilon_t + A_t\varepsilon_t + \ldots = \sum_{i=0}^{\infty} A_t L^i \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_t \varepsilon_{t-i} \quad i=0,\ 1,\ 2 \quad (۲)$$

$$A_I = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{43} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad shocks: \begin{bmatrix} u_{TT} \\ u_{AS} \\ u_{CF} \\ u_{AD} \end{bmatrix} \quad \text{var}iables: \begin{bmatrix} tot \\ \ldots \\ \ldots \end{bmatrix} \text{L}$$

عمل گر وقفه زمانی و ε_t از توزیع نرمال برخوردار بوده و نوفه سفید است. به طوری که:

$$E(\varepsilon_t)=0 \qquad E(\varepsilon_t \ \varepsilon_t^{/})=\sum_s = I \qquad E(\varepsilon_t \ \varepsilon_t^{/})=0 \quad (۳)$$

$\forall \quad S \neq t$

A_i به عنوان ماتریس اثرات بلندمدت در نظر گرفته می‌شود. یک عنصر نوعی از ماتریس A_i به طور مثال $a_{ij}(i)$، پاسخ i امین متغیر وابسته را به j امین شوک ساختاری نشان می‌دهد. همان طور که دیده می‌شود، ماتریس اثرات بلندمدت A_i یک ماتریس پایین مثلثی است و عناصر بالای قطر اصلی صفر می‌باشند (Enders, Walter, 2010). برای مشخص کردن شوک‌های ساختاری و پیدا کردن ضرایب تکانه واکنش، ابتدا لازم است که یک الگوی خود توضیح‌برداری به صورت زیر برآورد شود:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \ldots + B_P Y_{t-p} = \sum_{i=1}^{p} B_i L^i Y_t + e_t = B(L)Y_t + e_t \quad (۴)$$

$$\rightarrow Y_t = B(L)Y_t + e_t \rightarrow \left[I - B(L)\right]Y_t = e_t \rightarrow Y_t = \left[I - B(L)\right]^{-1} e_t \quad (۵)$$

با استفاده از قاعده تصاعد هندسی می‌توان نوشت:

$$Y_t = \left[I + B(L) + B(L)^2 + \ldots.\right]e_t$$
$$Y_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \ldots.$$

$$C_i = \begin{bmatrix} c_{11}(i) & 0 & 0 & 0 \\ c_{21}(i) & c_{22}(i) & 0 & 0 \\ c_{31}(i) & c_{32}(i) & c_{33}(i) & 0 \\ c_{41}(i) & c_{42}(i) & c_{43}(i) & c_{44}(i) \end{bmatrix}$$

$$e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} = \sum_e = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^3 & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

$$E(e_t e_t^{/})\ E(e_t) = 0$$

$$= 0\ E(e_t e_t^{/}) \qquad \forall \quad S=t \qquad (۶)$$

با مقایسه رابطه (۲) و (۵) داریم:

$$e_t = A_t \varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{43} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

ε_t شامل جملات اخلال ساختاری است که به ترتیب زیر می‌باشند: ε_{1t} شوک بر بازار تجارت (رابطه مبادله)، ε_{2t} شوک بر طرف عرضه (تولید ناخالص داخلی)، ε_{3t} شوک بازار ارز، ε_{4t} شوک بر طرف تقاضا (شاخص قیمتی مصرف کننده) هستند. فرض بر این است که جملات

اخلال ساختاری نسبت به هم متعامد هستند. ارتباط بین اجزای اخلال شوک‌های ساختاری و خطاهای فرم خلاصه شده الگوی خود توضیح برداری از اعمال شش قید صفر[۱] بر فرم خلاصه شده الگوی ساختاری برای شناسایی الگو و نیز نشان دادن عدم تأثیر هم‌زمان شوک‌ها به دست می‌آید که n تعداد متغیرهای الگو است. رویکرد مورد استفاده در این تحقیق به منظور بررسی اثر نوسانات تجاری بر سیاست نرخ ارز، روش خود توضیح برداری ساختاری بر مبنای الگوی بلانچارد- کوا[۲] است. در رویکرد بلانچارد–کوا شناسایی شوک‌های ساختاری با اعمال محدودیت‌هایی در خصوص اثرات بلندمدت شوک‌ها روی برخی متغیرها انجام می‌گیرد.

(Blanchard & Quah ,1993) به منظور اعمال محدودیت‌های بلندمدت بر *الگوی SVAR*، ابتدا بردار متغیرها به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t = [LGDP \ ،LTOT \ ،LRER]$$

Y_t بردار متغیرهای درون‌زا است که در آن $LGDP$ لگاریتم تولید ناخالص ملی، $LTOT$ لگاریتم رابطه مبادله بازرگانی، $LCPI$ لگاریتم شاخص قیمتی مصرف کننده و $LRER$ لگاریتم نرخ ارز موثر واقعی است. مسأله اساسی در تشخیص متغیر برون‌زا و دادن ضریب صفر برای آن است. برای این مسأله از مبانی نظری موجود در این رابطه استفاده می‌شود.

٤-١. تعیین برون‌زا ترین متغیر بر اساس مبانی نظری

برای انتخاب برون‌زاترین متغیر *VAR* از مبانی نظری مربوط به آن استفاده می‌شود. برودا[۳] در بررسی مدل ساختاری رابطه مبادله را به عنوان برون‌زاترین متغیر انتخاب کرده است. مهم‌ترین دلیل برای این انتخاب را این طور بیان کرده است که کشورهای در حال توسعه در اقتصاد جهانی به عنوان گیرنده قیمت از بازارهای جهانی عمل می‌کنند و نمی‌توانند اثر قابل توجهی بر روی این بازارها داشته باشند(Broda, 2004). وی بیان می‌کند که کشورهای در حال توسعه سهم کوچکی از تجارت جهانی را به عهده دارند و تعداد محدودی از کشورها نقش بالقوه‌ای را در بازارهای

---

۱ - که به صورت زیر به دست می‌آید: $n(n-1)/2 = 6$

2- Blanchard & Quah

3- Broda

خرید و فروش جهانی دارند. بنابراین، انتخاب رابطه مبادله به عنوان برون‌زاترین متغیر می‌تواند انتخاب مناسبی در برابر دیگر متغیرها باشد. در تخمین مدل *VAR* تمامی متغیرها باید پایا باشند. بنابراین، ابتدا آزمون ریشه واحد در مورد متغیرها انجام می‌گیرد.

٤-۲. آزمون ریشه واحد[1]

یکی از مسائل مهم در برآورد الگوهای اقتصادسنجی، ویژگی داده‌ها از لحاظ پایایی است. لازم است تمامی متغیرهای الگو پایا باشند، زیرا در صورت ناپایا بودن متغیرها، آماره‌های t و F حاصل از برآورد حداقل مربعات معمولی، کارایی خود را از دست می‌دهند و احتمال دچار شدن به توضیح کاذب وجود دارد. شرط لازم و کافی برای آنکه یک الگوی خود توضیح‌برداری پایا باشد این است که ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد باشد. هم‌چنین، شرط لازم برای اینکه بتوان از روش حداقل مربعات معمولی در تخمین معادلات مدل *VAR* استفاده نمود، عدم خود همبستگی جملات اخلال است. بنابراین به منظور بررسی بابایی سری‌های زمانی مورد استفاده در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[2] و فیلیپس - پرون[3] استفاده می‌شود که نتایج آن بیانگر این است، تمامی متغیرهای موجود در الگو با حضور جمله ثابت و روند و با یک مرتبه تفاضل گیری پایا هستند.

در تخمین مدل *VAR* پس از بررسی پایایی متغیرها باید طول وقفه بهینه الگو تعیین شود. تعیین وقفه بهینه الگو به دلیل اینکه با افزایش هر وقفه، درجه آزادی سیستم کاهش می‌یابد، از اهمیت خاصی برخوردار است. برای این مسأله از معیار شوارتز-بیزین[4] که برای حجم داده‌های کوچک مناسب‌تر است، استفاده می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه الگو با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 6* حاکی از آن است که تخمین مدل با ۲ وقفه هر دو شرط لازم برای پایایی را برای تمامی کشورها محقق می‌سازد. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویای حاصل از شوک‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش‌های توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس (تجزیه ساختاری) صورت می‌گیرد.

1- Unit Root Test
2- Augment Dickey and Fuller
3- Phillips & Perron
4- Schwarz and Beizian

آنچه در مباحث تخمین الگوهای خود توضیح‌برداری حائز اهمیت است، روابط بین متغیرها و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر است. از این رو آزمون معنی‌دار بودن پارامترها از اهمیت کمتری برخوردار است. در نتیجه در عمل تابع عکس‌العمل آنی (*IRF*)[1] تخمین زده می‌شود. تابع عکس‌العمل آنی، واکنش پویای هر یک از متغیرهای درون‌زای سیستم را در طول زمان در برابر یک انحراف معیار اخلال ایجاد شده در سایر متغیرهای سیستم نشان می‌دهد. در ادامه این بخش به ارائه نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی و تحلیل آن‌ها پرداخته می‌شود.

در این بخش عکس‌العمل پویای متغیرهای الگو ناشی از شوک‌های ساختاری وارده شده به اندازه یک انحراف معیار برای ۱۰ دوره آینده (۱۰ سال) و به صورت انباشته[۲] مورد بررسی قرار می‌گیرند. به دلیل اینکه کشورهای مختلف دارای نظام‌های ارزی متفاوتی هستند و در برخورد با شوک‌های تجاری واکنش‌های متفاوتی از خود نشان می‌دهند، در نتیجه کشورهای مورد بررسی بر اساس نظام ارزی آن‌ها دسته‌بندی شده و سپس به تحلیل نتایج پرداخته شده است. در این پژوهش اثر شوک تجاری روی متغیرهای دیگر در مدل در نظام‌های ارزی گوناگون مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودار توابع عکس‌العمل آنی را در مقابل شوک‌های تجاری با اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. در این قسمت به مقایسه اثر شوک‌های تجاری در حالت‌های مختلف رژیم‌های ارزی در کشورهای منتخب پرداخته می‌شود. به دلیل تعداد زیاد کشورهای مورد بررسی از هر نوع از رژیم‌های ارزی یک کشور بررسی شده است. در تحلیل زیر تابع عکس‌العمل آنی سه کشور پاکستان با نظام ارزی شناور کشور گابن با نظام ارزی ثابت و کشور اکوادور با نظام ارزی شناور مدیریت شده مورد بررسی قرار می‌گیرد. در پایان به صورت جداگانه به بررسی اثر شوک‌های تجاری بر اقتصاد ایران پرداخته می‌شود.

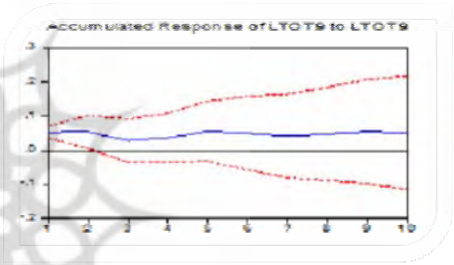
الف - پاکستان

ستون دوم جدول (۱) و نمودار (۲) نشان می‌دهد که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه

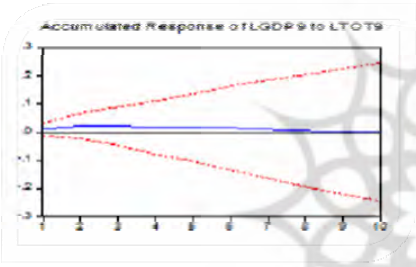
1- Impulse Responses Function

۲ - یعنی عکس‌العمل هر دوره هم ناشی از شوک وارده به آن در دوره قبل و هم ناشی از شوک وارده به آن در دوره‌های قبل‌تر است.

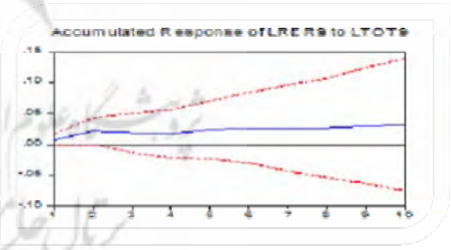
یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی در دوره‌های بعدی چگونه خواهد بود. مطابق نمودار (۲) یک واحد شوک ناگهانی در رابطه مبادله در دوره اول باعث افزایش در تولید ناخالص داخلی پاکستان به میزان حدود ۰/۰۱ واحد می‌شود و بعد از ۵ سال به ۰/۰۱۷ می‌رسد. طی نزدیک به ۱ سال هر شوکی بر رابطه مبادله سبب افزایش جزیی در تولید ناخالص داخلی این کشور می‌شود و در بلندمدت (۱۰ سال) اثر جزیی هم ناپدید می‌شود. هم‌چنین، یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله باعث کاهش اندکی در شاخص قیمتی مصرف کننده (۰/۰۵-) شده است که بیانگر اثر کم بر بخش تقاضای اقتصاد است. در واقع، اثر شوک‌های تجاری در کشورهای دارای نظام ارزی شناور دارای نوسان و اثرات نسبی کمتری می‌باشد. این نتایج برای دیگر کشورهای دارای نظام ارزی شناور مانند شیلی (نوسان در تولید ۰/۰۱ تا ۰/۰۹)، تونس (نوسان در تولید ۰/۰۰ تا ۰/۰۰۱) و اروگوئه (نوسان در تولید ۰/۰۰۱ تا ۰/۰۲) نیز صادق است.



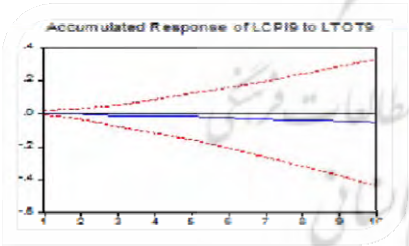
نمودار (۱): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله



نمودار(۲): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر *GDP*



نمودار(۳): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر نرخ ارز



نمودار(٤): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر *CPI*

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ستون سوم جدول (۱) و نمودار (۳) نشان می‌دهد که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، تأثیرآن بر نرخ ارز واقعی در دوره‌های بعدی چگونه خواهد بود. نمودار نشان می‌دهد که تأثیر یک تغییر در رابطه مبادله در کوتاه مدت مثبت بوده و باعث افزایش نرخ ارز واقعی می‌شود که این مقدار در بیشترین حالت خود به ۰/۰۳ است. در بلندمدت این اثر به میزان جزیی افزایش می‌یابد. نتایج با مبانی نظری پژوهش سازگار است.

جدول(۱): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله پاکستان

Period	Log(tot)	Log(gdp)	Log(rer)	Log(cpi)
1	۰/۰۵۴۲۶۳	۰/۰۱۰۸۹۹	۰/۰۰۷۸۴۱	۰/۰۰۶۲۲۸
2	۰/۰۵۵۱۵۰	۰/۰۲۲۷۹۶	۰/۰۲۱۳۴۰	-۰/۰۰۰۲۰۶
3	۰/۰۲۹۵۵۴	۰/۰۲۲۶۱۱	۰/۰۱۸۶۱۲	-۰/۰۱۳۱۰۳
4	۰/۰۳۸۰۰۰	۰/۰۱۵۹۷۸	۰/۰۱۷۱۲۵	-۰/۰۱۵۳۸۴
5	۰/۰۵۶۳۳۵	۰/۰۱۷۰۳۲	۰/۰۲۳۶۳۰	-۰/۰۱۶۱۷۹
6	۰/۰۵۱۵۵۱	۰/۰۱۶۲۵۹	۰/۰۲۷۱۷۷	-۰/۰۲۴۲۹۷
7	۰/۰۴۲۵۱۱	۰/۰۱۱۱۹۳	۰/۰۲۶۴۶۲	-۰/۰۳۲۸۸۸
8	۰/۰۴۹۱۲۷	۰/۰۰۵۸۶۴	۰/۰۳۰۴۲۷	-۰/۰۳۷۸۹۰
9	۰/۰۵۵۶۰۵	۰/۰۰۳۶۳۱	۰/۰۳۲۰۴۲۷	-۰/۰۴۳۴۵۷
10	۰/۰۵۲۷۵۹	۰/۰۰۰۵۶۰	۰/۰۳۲۰۸۸	-۰/۰۵۲۳۱۴
Cholesky Ordering: log(tot) log(gdp) log(rer) log(cpi)				

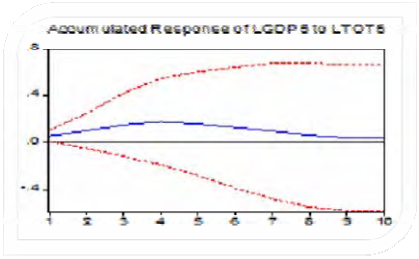
مأخذ: یافته‌های تحقیق

ب- گابن

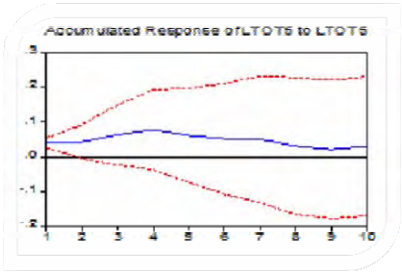
ستون دوم جدول (۲) و نمودار (۵) نشان می‌دهند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، اثر آن بر تولید ناخالص داخلی کشور گابن چگونه خواهد بود. مطابق نمودار (۵) یک واحد شوک ناگهانی در رابطه مبادله در سال اول باعث افزایش تولید ناخالص داخلی گابن به میزان حدود ۰/۰۵ واحد می‌شود و بعد از ۴ سال این مقدار به ۰/۱۷ می‌رسد. این مسأله نشان دهنده این است که کشورهای دارای نظام ارزی ثابت قابلیت تعدیل در برابر نوسانات تجاری را ندارند و شوک‌های وارد شده مقادیر واقعی را به میزان زیادی تحت تأثیر قرار می‌دهند.

ستون دوّم جدول (۲) و نمودار (۲) نشان می‌دهند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه

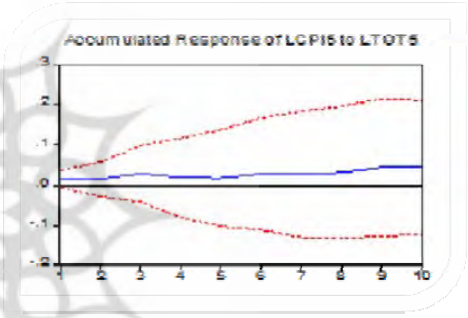
یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، تأثیر آن بر نرخ ارز واقعی به چه صورت خواهد بود. نتایج نشان دهنده این است که با وارد شدن یک شوک تجاری اثر آن بر نرخ ارز واقعی ناچیز بوده و اثر معنی‌داری بر نرخ ارز نداشته است. این اثر در ۳ سال اول منفی بوده و در بین سال‌های ۴ تا ۷ مثبت شده است و دوباره سال ۷ به بعد اثر آن منفی می‌شود که با مبانی نظری تحقیق سازگاری دارد:



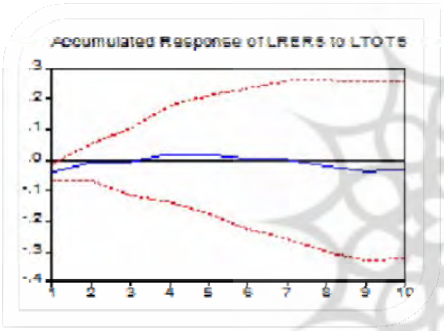
نمودار(۵): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر *GDP*



نمودار(٦) :تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله



نمودار(۷) تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر *CPI*



نمودار(۸) تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) و نمودار (۴) نشان می‌دهند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، تأثیر آن بر شاخص قیمتی مصرف کننده چگونه خواهد بود. نتایج بیانگر این است که با وارد شدن یک شوک تجاری اثر آن بر شاخص قیمتی مصرف کننده ناچیز بوده و اثر معنی‌داری بر نرخ افزایش قیمت‌ها نداشته است. البته این شوک باعث

افزایش نسبی قیمت‌ها می‌شود که در کم‌ترین و بیشترین حالت خود از ۱ تا ۴ درصد است و نشان دهنده آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های تجاری بر بخش تقاضای اقتصاد اثر قابل ملاحظه‌ای ندارد که با مبانی نظری تحقیق سازگاری دارد. این نتایج برای دیگر کشورهای دارای نظام ارزی ثابت مانند توگو و ساحل‌عاج نیز صادق است.

جدول(۲): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله برای گابن (انباشته)

Period	Log(tot)	Log(gdp)	Log(rer)	Log(cpi)
1	۰/۴۰۸۰۰	۰/۰۵۶۰۵۶	-۰/۰۴۰۳۷۰	۰/۰۱۵۷۶۴
2	۰/۰۴۲۹۱۳	۰/۱۰۰۰۲	-۰/۰۰۶۸۸۲	۰/۰۱۴۹۷۴
3	۰/۰۶۳۱۴۱	۰/۱۵۰۸۷۰	-۰/۰۵۵۹۶	۰/۰۲۱۴۴
4	۰/۰۷۸۳۷۵	۰/۱۷۸۷۷۰	۰/۰۱۹۵۸۱	۰/۱۸۷۷۰
5	۰/۰۷۸۳۷۵	۰/۱۵۹۶۶۹	۰/۰۱۷۴۸۲	۰/۰۱۷۷۷۶
6	۰/۰۵۱۷۹۳	۰/۱۲۷۹۴۴	۰/۰۰۴۰۷۱	۰/۰۲۸۲۹۱
7	۰/۰۵۰۴۰۸	۰/۰۹۷۲۹۵	۰/۰۰۱۵۴۴	۰/۰۲۶۷۸۳
8	۰/۰۳۱۰۲۵	۰/۰۶۲۴۷۸	-۰/۰۲۰۰۸۰	۰/۰۳۱۲۹۱
9	۰/۰۲۱۳۰۷	۰/۰۴۰۴۰۶	-۰/۰۳۶۲۳۷	۰/۰۴۴۷۲۶
10	۰/۰۵۲۰۹	۰/۰۳۶۷۱۸	-۰/۰۳۱۱۲۵	۰/۰۴۳۵۵۷
Cholesky Ordering: log(tot) log(gdp)log(rer) log(cpi)				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

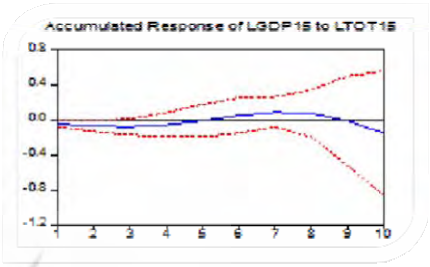
ج- کشور اکوادور

ستون سوم جدول (۳) و نمودار (۹) نشان می‌دهد که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی کشور اکوادور در دوره‌های بعدی چگونه خواهد بود. نمودار (۹) نشان می‌دهد که تأثیر شوک در تجارت بر روی تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت دارای اثر منفی و باعث کاهش آن می‌شود. ولی در میان‌مدت اثر آن مثبت و در بلندمدت دارای اثر منفی است. همان طور که مشاهده می‌شود اثر شوک‌های اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی در کشور با نظام ارزی شناور مدیریت شده دارای نوسان کم‌تری نسبت به کشور با نظام ارزی ثابت است که این با مبانی نظری سازگار است.

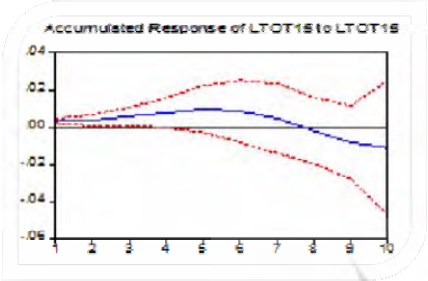
ستون سوم جدول (۳) و نمودار (۱۲) نشان می‌دهند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، اثر آن بر نرخ ارز واقعی در دوره‌های بعدی چگونه خواهد بود. نمودار نشان می‌دهد که تأثیر شوک رابطه مبادله بر نرخ ارز واقعی در

کوتاه‌مدت منفی بوده و باعث کاهش آن می‌شود. ولی بعد از گذشت ۳ سال این اثر مثبت می‌شود و دوباره در بلندمدت اثر آن منفی می‌شود.

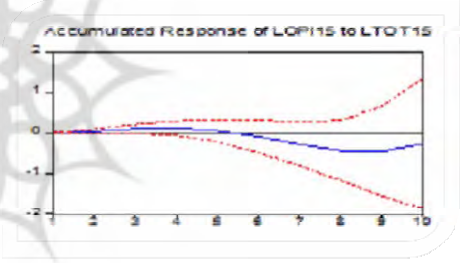
جدول (۳) و نمودار (۱۱) نشان می‌دهند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، اثر آن بر شاخص قیمتی مصرف کننده چگونه خواهد بود. نتایج بیانگر این است که با وارد شدن یک شوک تجاری بر شاخص قیمتی مصرف کننده در کوتاه مدت اثر جزئی داشته و باعث افزایش جزئی در قیمت‌ها می‌شود ولی بعد از گذشت پنج سال اثر آن منفی می‌شود.



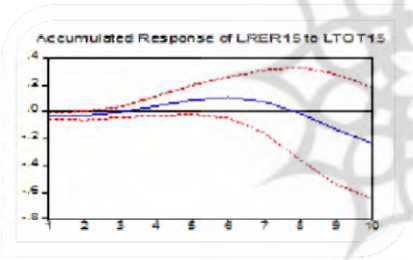
نمودار(۹): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر *GDP*



نمودار(۱۰): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله



نمودار(۱۱): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر *CPI*



نمودار(۱۲): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله در برابر نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در واقع، در بلندمدت شوک تجاری اثر معنی‌داری روی کاهش رشد قیمت‌ها داشته است، به طوری که بعد از گذشت ده سال این مقدار به ۰/۲۵ رسیده است و بیانگر آن است که در بلندمدت شوک‌های تجاری بر تقاضای اقتصاد اثر قابل ملاحظه‌ای دارد. این نتیجه برای کشورهای دارای

نظام ارزی شناور مدیریت شده مانند کاستاریکا با نوسان در تولید ۰/۰۰۸ تا ۰/۱۵ و نیجریه با نوسان در تولید ۰/۰۹ تا ۰/۲۱ است و با مبانی نظری سازگار است.

جدول(۳): تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله برای اکوادور (انباشته)

Period	Log(tot)	Log(gdp)	Log(rer)	Log(cpi)
1	۰/۰۰۳۴۵۰	-۰/۰۴۷۱۱۶	-۰/۰۳۳۰۳۱	۰/۰۰۵۶۵۸
2	۰/۰۰۳۷۰۹	-۰/۰۷۲۰۷۲	-۰/۰۳۱۴۹۹	۰/۰۵۱۰۴۴
3	۰/۰۰۵۸۷۹	۰/۰۷۸۸۱۷	-۰/۰۰۴۱۶۶	۰/۱۰۹۰۴۵
4	۰/۰۰۷۶۱۱	-۰/۰۵۶۵۰۰	۰/۰۴۲۰۸۰	۰/۱۲۲۴۴۴
5	۰/۰۰۹۷۱۷	-۰/۰۹۴۶۴	۰/۰۸۶۴۲۶	۰/۰۶۳۳۶۱
6	۰/۰۰۸۶۱۶	۰/۰۴۹۱۲۹	۰/۰۵۴۶۳	-۰/۰۷۹۴۷۶
7	۰/۰۰۴۸۲۰	۰/۰۸۶۹۷۹	۰/۰۷۳۲۱	-۰/۲۶۶۸۰۱
8	۰/۰۰۱۷۳۸	۰/۰۷۲۵۴۳	-۰/۰۱۵۲۷۳	-۰/۰۴۲۰۲۳۳
9	-۰/۰۸۰۷۶	-۰/۰۱۱۸۷۰	-۰/۱۳۶۱۵۲	-۰/۴۳۹۴۵۶
10	-۰/۰۱۰۹۸۲	-۰/۰۱۵۰۴۲	-۰/۲۳۵۴۴۸	-۰/۲۵۶۷۶۲
Cholesky Ordering: log(tot) log(gdp)log(rer) log(cpi)				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۳. تجزیه واریانس خطای پیش بینی

روش یک راه دیگر برای آزمون ویژگی‌های پویای الگوی *VAR*، محاسبه تجزیه واریانس است. توابع تجزیه واریانس از ماتریس واریانس به دست می‌آید. در روش تجزیه واریانس خطای پیش بینی، سهم هر یک از شوک‌های وارد شده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد. تجزیه واریانس، تغییر در یک متغیر درون‌زا را به تفکیک اخلال در سایر متغیرهای موجود در الگو نشان می‌دهد که با توجه به آن، سهم و اهمیت هر متغیر در توضیح دهندگی سایر متغیرها مشخص می‌شود. به عبارت دیگر می‌توان محاسبه کرد که چند درصد از واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. در این قسمت نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش بینی تفسیر می‌شود.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای رابطه مبادله هر سه کشور مورد بررسی در جدول‌های زیر ارائه شده است. ستون انحراف معیار، خطای پیش‌بینی متغیر را برای دوره پیش-

بینی نشان می‌دهد. ستون‌های بعدی نیز انحراف معیار را به صورت درصد برای هر کدام از متغیرها نشان می‌دهند. مجموع اعداد در هر سطر معادل ۱۰۰٪ است. تجزیه واریانس شامل همان اطلاعات موجود در تابع عکس‌العمل است. هر چقدر در یک دوره مشخص سهم درصدی انحراف معیار یک متغیر بیشتر باشد، سهم آن متغیر در ایجاد نوسان در متغیر وابسته بیشتر خواهد بود.

نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای کشور پاکستان در جدول (۴) نشان می‌دهد که در دوره‌های مختلف (کوتاه‌مدت و بلندمدت) مطابق انتظار رابطه مبادله کم‌ترین سهم را در توضیح نوسانات در طرف عرضه با نوسان ۰/۰۱ الی ۰/۰۶ درصد دارا است.

جدول(٤): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله (پاکستان)

دوره	انحراف معیار	شوک رابطه مبادله	شوک طرف عرضه	شوک بازار سرمایه	شوک طرف تقاضا
1	۰/۰۵۴۲۶۳	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
2	۰/۰۶۱۶۴۶	۷۷/۵۰۰۳۰	۱/۷۸۴۳۸۴	۱۲/۰۱۲۴۹	۸/۷۰۲۸۳۱
3	۰/۷۱۳۳	۷۱/۱۵۶۱	۳/۳۸۵۰۳۲	۹/۵۴۵۲۴۹	۱۶/۲۶۳۹۴
4	۰/۰۷۱۹۷۳	۷۰/۸۸۲۴۶	۳/۳۰۸۳۵۱	۹/۵۴۵۲۴۹	۱۶/۲۶۳۹۴
5	۰/۰۷۵۵۹۷	۷۰/۱۳۱۳۵	۴/۲۸۰۲۸۵	۹/۶۳۵۷۰۷	۱۵/۹۵۲۶۶
6	۰/۰۷۶۶۷۳	۶۸/۵۶۵۵۶	۴/۲۸۵۵۶۵	۱۰/۴۹۶۲۶	۱۶/۶۵۲۶۱
7	۰/۰۷۷۸۸۰	۶۷/۸۰۴۲۲	۵/۱۶۳۸۳۰	۱۰/۳۱۴۶۵	۱۶/۷۱۷۳۰
8	۰/۰۷۸۳۱۱	۶۷/۷۷۲۹۸	۵/۴۹۰۵۶۱	۱۰/۲۰۲۶۰	۱۶/۵۳۳۸۶
9	۰/۰۷۸۹۰۷	۶۷/۴۲۶۹۷	۵/۸۷۹۰۱۰	۱۰/۳۹۱۶۸	۱۶/۳۰۲۳۴
10	۰/۰۷۹۲۶۱	۶۶/۹۵۶۵۱	۶/۲۵۰۸۸۷	۱۰/۵۶۶۹۲	۱۶/۲۲۵۶۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شوک بازار سرمایه و طرف تقاضا به ترتیب با مقادیر ۱۰ و ۱۶ دارای کم‌ترین توضیح دهندگی رابطه مبادله هستند. نتایج به دست آمده بیانگر آن است که در پاکستان بخش واقعی (تولید) دارای ثبات نسبی در برابر شوک‌های تجاری است و قابلیت تعدیل در برابر شوک‌های برون زای اقتصادی را دارد.

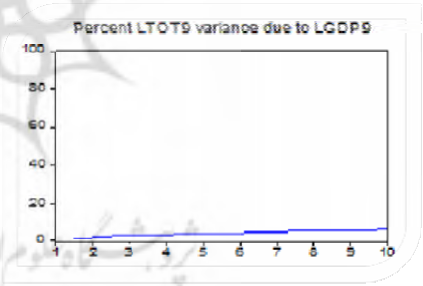
نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای کشور گابن در جدول (۵) نشان می‌دهد که در ادوار مختلف (کوتاه مدت و بلندمدت) نوسانات رابطه مبادله بیشترین سهم را در توضیح شوک در طرف عرضه با نوسان ۵۱ الی ۶۷ درصد دارا است.

نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله در جدول (۵) نشان می‌دهد که در ادوار مختلف (کوتاه مدت و بلندمدت) شوک‌های تجاری کم‌ترین سهم را در توضیح نوسانات شاخص قیمت مصرف کننده و در نرخ ارز به ترتیب با نوسان ۱۹-۹ درصد و ۱۲-۱ را دارد.

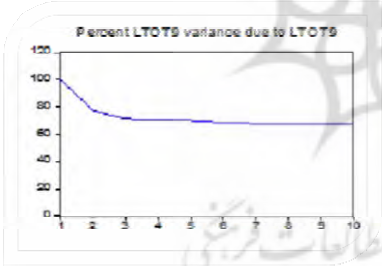
نتایج به دست آمده بیانگر آن است که بخش عرضه اقتصاد (تولید ناخالص داخلی) بیشترین سهم را در (کوتاه مدت و بلندمدت) توضیح تجزیه واریانس رابطه مبادله دارد و با مبانی نظری تحقیق سازگار است. دلیل آن می‌تواند وجود نظام ارزی ثابت گابن باشد که در زمان مواجه با شوک‌های تجاری نمی‌تواند نرخ ارز خود را تعدیل کند. در نتیجه بیشترین تغییرات در بخش‌های واقعی اقتصاد وجود دارد.

نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله کشور اکوادور در جدول (۶) نشان داده شده است.

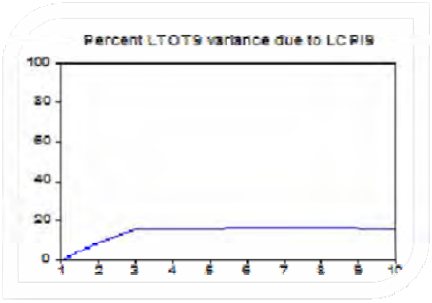
نتایج به دست آمده بیانگر آن است که در کشور اکوادور با نظام ارزی شناور مدیریت شده سهم هر یک از عوامل (طرف عرضه، طرف تقاضا و بازار سرمایه) نسبت به حالت نظام ارزی ثابت دارای تعدیل بیشتری بوده و مقدار تجزیه واریانس را به تمام بازارها منتقل کرده است در حالی که نسبت به نظام ارزی کامل شناور، سهم هر یک از عوامل توضیح تجزیه واریانس بیشتر است که این با مبانی نظری تحقیق سازگار است. در واقع، هر چه کشورها به سمت نظام ارزی شناور حرکت می‌کنند قابلیت تعدیل بیشتری را در مقادیر واقعی اقتصاد در برابر شوک‌های اقتصادی دارند.



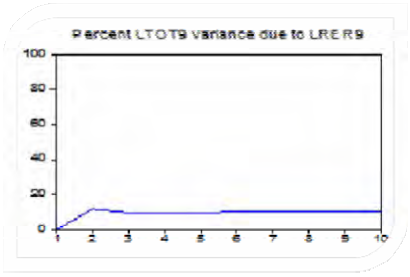
نمودار(۱۳): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای *GDP*



نمودار (۱٤) : نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله

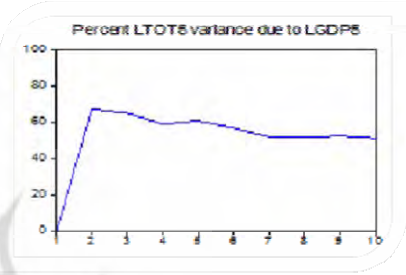


نمودار(۱۵): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای *CPI*

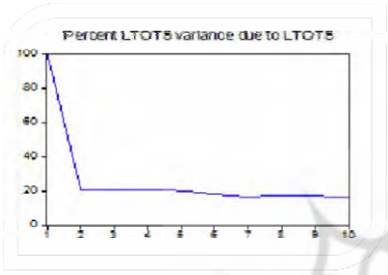


نمودار (۱۶): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای نرخ ارز

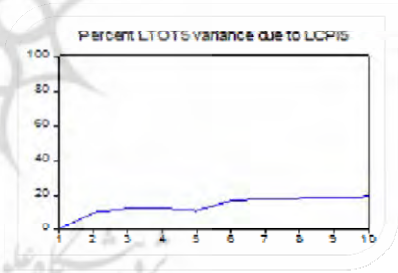
مأخذ: یافته‌های تحقیق



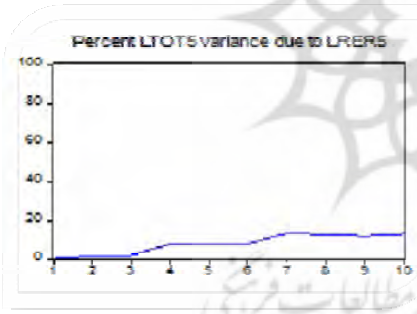
نمودار (۱۷): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای GDP



نمودار(۱۸): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله



نمودار (۱۹): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای *CPI*



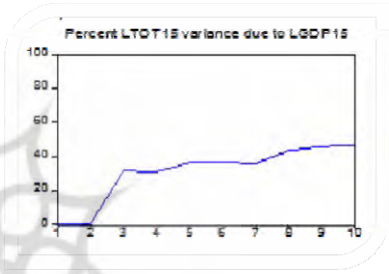
نمودار (۲۰): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

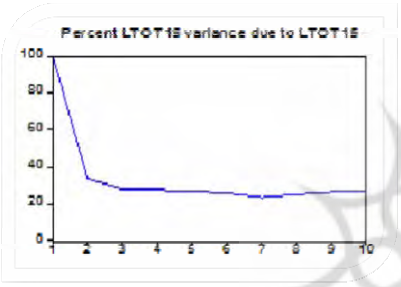
جدول(۵): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله گابن

دوره	انحراف معیار	شوک رابطه مبادله	شوک طرف عرضه	شوک سرمایه	شوک طرف تقاضا
1	۰/۰۴۰۸۰۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
2	۰/۰۸۹۰۱۲	۲۱/۰۶۶۲۸	۶۷/۶۹۳۵۹	۱/۴۵۵۵۵۳	۹/۷۸۴۵۸۵
3	۰/۰۹۹۸۵۵	۲۰/۸۴۳۶۱	۶۵/۲۶۲۴۵	۱/۷۵۲۹۲۳	۱۲/۱۴۱۰۱
4	۰/۱۰۴۹۰۷	۲۰/۹۹۳۲۳	۵۹/۱۴۶۸۲	۷/۷۰۰۹۶۴	۱۲/۱۵۸۹۸
5	۰/۱۱۲۶۷۱	۲۰/۵۹۵۵۳	۶۱/۰۹۵۴۱	۷/۴۳۵۴۵۷	۱۰/۸۷۳۶۰
6	۰/۱۲۱۳۸۳	۱۸/۳۱۲۴۹	۵۷/۰۸۵۸۹	۸/۰۰۱۸۱۶	۱۶/۵۹۹۸۰
7	۰/۱۲۷۹۲۴	۱۶/۵۷۶۸۹	۵۲/۲۶۸۹۱	۱۳/۰۹۸۸۶	۱۸/۰۵۵۳۴
8	۰/۱۳۱۶۵۲	۱۷/۷۴۶۰۳	۵۱/۶۶۷۳۳	۱۲/۴۳۶۶۷	۱۸/۱۴۹۹۷
9	۰/۱۳۵۹۳۱	۱۷/۱۵۷۴۶	۵۲/۷۸۴۵۶	۱۱/۶۹۵۷۶	۱۸/۳۶۲۲۳
10	۰/۱۴۰۲۹۴	۱۶/۵۳۹۳۸	۵۱/۴۱۳۱۵	۱۲/۸۲۹۷۲	۱۹/۲۱۷۷۵

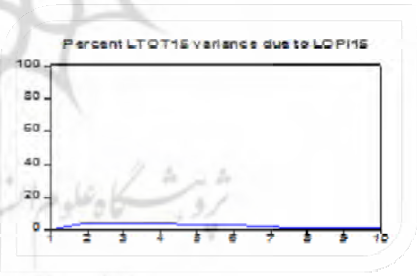
مأخذ: یافته‌های تحقیق



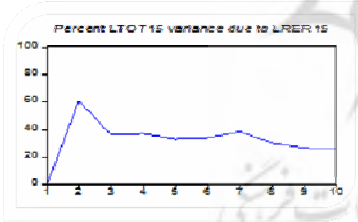
نمودار (۲۱): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای *GDP*



نمودار (۲۲): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله



نمودار (۲۳): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای *CPI*



نمودار (۲۴): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

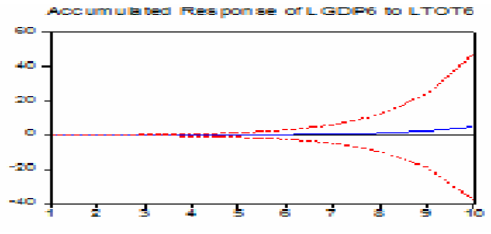
جدول(٦): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله اکوادور

دوره	انحراف معیار	شوک تجاری	شوک طرف عرضه	شوک سرمایه	شوک طرف تقاضا
1	۰/۰۰۳۴۵۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰
2	۰/۰۰۵۹۵۰	۳۳/۸۱۷۵۲	۰/۷۰۷۱۸۲	۶۰/۸۷۸۲۵	۴/۵۹۷۰۵۴
3	۰/۰۰۷۷۱۳	۲۸/۰۰۹۱۱	۳۱/۶۳۷۹۳	۳۶/۲۹۷۳۲	۴/۰۵۵۶۳۳
4	۰/۰۰۸۴۳۴	۲۷/۶۶۴۸۷	۳۱/۱۶۵۸۴	۳۷/۲۰۵۶۲	۳/۹۶۳۶۷۶
5	۰/۰۰۹۴۳۰	۲۷/۱۱۰۳۸	۳۶/۵۰۱۲۲	۳۳/۱۳۲۵۹	۳/۲۵۵۸۱۰
6	۰/۰۰۹۸۷۰	۲۵/۹۹۳۴۴	۳۶/۸۳۱۷۲	۳۴/۱۱۵۴۵	۳/۰۵۹۳۸۳
7	۰/۰۱۳۰۰۰	۲۳/۵۱۰۴۶	۳۵/۹۶۸۵۴	۳۸/۶۳۵۶۸	۱/۸۸۵۳۲۲
8	۰/۰۱۸۱۱۳	۲۵/۲۱۷۹۷	۴۳/۴۳۴۶۶	۳۰/۳۱۴۲۳	۱/۰۳۳۱۴۱
9	۰/۰۲۱۵۰۰	۲۶/۵۸۷۵۰	۴۶/۰۶۳۰۶	۲۶/۴۶۴۸۴	۰/۸۸۴۵۹۸
10	۰/۰۲۲۰۲۵	۲۷/۰۷۷۰۴	۴۶/۷۷۶۵۰	۲۵/۲۳۳۴۷	۰/۹۱۲۹۹۳0

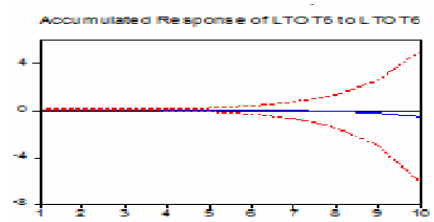
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱- ایران

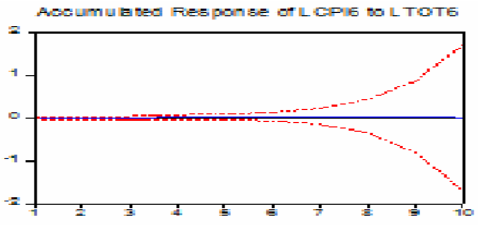
نظام ارزی ایران در دوره مورد بررسی به صورت شناور مدیریت می‌باشد. اما با توجه به ساختار اقتصادی متفاوت و وجود درآمدهای نفتی در کشور به صورت جداگانه تحلیل و بررسی می‌شود. نتایج به دست آمده از تابع عکس‌العمل آنی حاکی از آن است که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رابطه مبادله رخ دهد، تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی ایران در دوره‌های بعدی چگونه است. نمودار (۷) نشان می‌دهد که تأثیر شوک در تجارت بر روی تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت اثری نداشته و تغییری در مقدار تولید رخ نمی‌دهد. ولی در بلندمدت دارای اثر مثبت است. در واقع، اثر شوک‌های اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی در کشور با نظام ارزی شناور دارای محدوده نوسان کم‌تری نسبت به کشور با نظام ارزی شناور ثابت دارد. طبق نمودار (۲۸) تأثیر شوک در تجارت بر روی نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثری نداشته و تغییری در مقدار تولید رخ نمی‌دهد، ولی در بلندمدت اثر منفی دارد. در واقع مشاهده می‌شود شوک‌های اقتصادی بر نرخ ارز در ایران در بلندمدت اثر گذار هستند. نتایج با مبانی نظری پژوهش سازگار است.



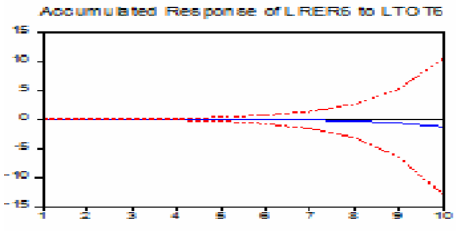
نمودار (۲۵): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای *GDP*



نمودار (۲۶): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله



نمودار(۲۷): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای CP1



نمودار(۲۸): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله برای نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۷) : تابع عکس‌العمل آنی رابطه مبادله ایران

Period	Log(tot)	Log(gdp)	Log(rer)	Log(cpi)
1	۰/۰۷۹۴۷۲	۰/۰۳۶۰۰۵	-۰/۰۰۶۲۸۰	-۰/۰۰۷۹۸۷
2	۰/۱۱۲۰۶۷	۰/۰۴۱۲۳۴	۰/۰۱۰۵۳۲	۰/۰۱۵۶۴۳
3	۰/۰۹۱۶۹۹	۰/۱۰۲۴۹۱	۰/۰۰۷۳۹۲	-۰/۰۰۲۲۵۶
4	۰/۰۷۸۴۱۲	۰/۱۳۳۹۷۰	۰/۰۱۳۵۹۳	۰/۰۰۱۳۱۵۷
5	۰/۰۷۱۹۵۱	۰/۲۳۹۷۷۳	-۰/۰۰۳۱۳۰	۰/۰۲۱۶۷۳
6	۰/۰۵۹۴۰۵	۰/۳۹۱۲۹۴	-۰/۰۴۹۰۲۷	۰/۰۲۸۹۴۴
7	۰/۰۲۷۰۹۱	۰/۷۱۸۱۲۴	۰/۱۴۲۸۷۳	۰/۰۳۴۰۳۵
8	-۰/۰۴۸۵۴۳	۱/۳۴۱۱۶۲	-۰/۳۰۹۵۷۲	۰/۰۳۵۳۶۹
9	-۰/۲۰۳۰۰۰	۲/۵۹۱۵۴۲	-۰/۶۳۷۶۳۶	۰/۰۲۸۳۸۱
10	-۰/۵۰۰۷۰۳	۵/۰۳۳۸۶۵	-۱/۲۸۵۷۳۶	۰/۰۰۳۸۹۱
Cholesky Ordering: log(tot) log(gdp) log(rer) log(cpi)				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی از دلایل تأثیر اندک شوک‌های برون‌زای اقتصادی می‌تواند به دلیل بسته بودن اقتصاد

ایران (درجه باز بودن اقتصاد) باشد که باعث می‌شود شوک‌های برون‌زا اثر زیادی بر اقتصاد داخلی نداشته باشد. یکی از دلایل دیگر می‌تواند بالا بودن درآمدهای نفتی باشد که دولت می‌تواند به وسیله آن اثرات شوک‌ها را هموارتر کند.

نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله در جدول (۸) نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد در ادوار کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه مبادله با ۱ الی ۸۲ درصد بیشترین سهم را در توضیح نوسانات تولید ناخالص داخلی دارد.

۵- جمع بندی

نتایج پژوهش بیانگر این است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک تجاری مثبت در نظام ارزی شناور باعث افزایش جزئی در تولید ناخالص داخلی می‌شود و این اثر کم نمی‌تواند اقتصاد را از مسیر واقعی خود منحرف کند. در نتیجه، ثبات در بخش عرضه این کشورها به هنگام بروز شوک وجود دارد و افزایش جزئی در نرخ ارز واقعی ایجاد می‌شود و ثبات در بازار این کشورها وجود دارد. این نتیجه برای کشورهای دارای نظام ارز شناور صادق است. هم‌چنین، در نظام ارزی ثابت شوک تجاری مثبت باعث افزایش قابل ملاحظه‌ای در تولید ناخالص داخلی می‌شود، اما این اثر در بلندمدت کاهش می‌یابد.

جدول(۸): نتایج تجزیه واریانس رابطه مبادله (ایران)

دوره	انحراف معیار	شوک رابطه مبادله	شوک طرف عرضه	شوک بازار ارز	شوک طرف تقاضا
1	۰/۰۷۹۴۷۲	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
2	۰/۰۸۹۴۶۶۲	۹۲/۱۸۷۲۶	۱/۱۱۱۴۷۷	۴/۲۷۶۷۵۶	۲/۴۲۴۵۰۲
3	۰/۱۰۶۵۹۱	۶۸/۵۹۰۸۹	۱۹/۱۹۸۸۳	۱۰/۳۳۵۲۶	۱/۸۷۵۰۲۴
4	۰/۱۴۳۴۹۵	۳۸/۷۰۴۷۹	۳۲/۶۲۳۷۸	۲۳/۲۰۶۵۲	۵/۴۶۴۹۱۸
5	۰/۲۱۳۱۲۱	۱۷/۶۳۸۱۶	۵۴/۳۵۲۸۲	۱۶/۹۲۵۰۱	۱۱/۰۸۴۰۱
6	۰/۳۷۷۹۲۸	۵/۷۱۹۲۳۲	۷۴/۷۵۰۲۳	۹/۰۹۹۰۲۹	۱۰/۴۳۱۵۰
7	۰/۷۳۰۷۱۸	۱/۷۲۵۴۳۶	۸۱/۸۶۷۱۱	۷/۲۵۷۲۷۷	۹/۱۵۰۱۸۱
8	۱/۴۳۶۲۲۷	۰/۷۲۳۹۶۰	۸۲/۶۱۵۲۰	۷/۶۳۰۹۵۳	۹/۰۲۹۸۸۲
9	۲/۸۲۷۹۷۴	۰/۴۸۵۰۳۴	۸۲/۴۱۹۲۶	۷/۹۱۹۴۷۱	۹/۱۷۶۲۳۲
10	۵/۵۶۷۷۱۲	۰/۴۱۱۰۳۲	۸۲/۴۱۸۷۶	۷/۹۰۹۷۳۰	۹/۲۶۰۴۷۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

این اثرات به اندازه‌ای است که می‌تواند مقدار تولید این کشورها را از مسیر واقعی خود منحرف کند و تغییرات زیادی در بخش عرضه اقتصاد ایجاد کند.

در نظام ارزی شناور مدیریت شده، ارز تا حدودی قابلیت تعدیل دارد که در مقایسه با نظام ارزی ثابت دارای مزیت نسبی است. بنابراین می‌توان فرضیه فریدمن را در رژیم‌های ارزی این کشورها پذیرفت.

نتایج به دست آمده از تابع عکس‌العمل آنی برای ایران حاکی از آن است که شوک تجاری مقادیر واقعی تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف کننده را از مسیر واقعی منحرف نمی‌کنند. هم‌چنین دامنه نوسان متغیرها کمتر از کشورهای دارای نرخ ارز شناور مدیریت است. بنابراین، در برخورد با شوک‌های تجاری متفاوت از دیگر کشورها بوده و نمی‌توان فرضیه فریدمن را در مورد ایران پذیرفت.

References

[1] Agenor, P., McDermott, C. J. Prasad, E. S (2000) **"Macroeconomic Fluctuation in Developing Countries":** some Stylized Facts" World Bank Economic Review, 14(2), pp **251-285.**

[2] Blanchard, O.J and Quah, D, D. (1989), **"The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,"** American Economic Review, 79:4, 655-673.

[3] Branson , William . HTML (1997). **" Macroeconomic theory and policy ".** Translated by Abbas Shakeri . Ney Publication , Tehran . (in Persian).

[4] Broda C and Tille C. (2003) **"Coping with Term-of-trad shocks in developing countries,"** American Economic Review, Vol. 91, No 2, 376-380.

[5] Broda C. (2001) **"Coping With Term-of-trad shocks**,":Peg versus Floats American Economic Review VOL 91 No. 2376-380.

[6] Broda C. (2004), "**Terms of Trade and exchange rate Regimes in developing countries,"** Journal of International Economics, Vol. 63, pp 31-58.

[7] Bydram, Rasol . (2002). **" Eviews, along with the econometrics" .** Charter of publication productivity, Tehran . (in persian).

[8] Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (Various years) . **"**Balance sheet of the Central Bank of Iran**"**(in persian).

[9] Christian ,Broda. (2004). **"Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries,"** Journal of International Economics 63 (2004) 31–58.

[10] Christian Broda and Cédric Tille, (2003). **"Coping with Terms-of-Trade Shocks in Developing Countries,**" Federal reserve bank of New York, Volume 9, Number 11 November 2003.
[11] Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1981. **"Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,"** Econometrica NO 49, 1057--72.
[12] Dictionery , M. . (1992). **"Great Dictionery economics"** , Volume I, misused , Tehran, (in persian)
[13] Enders , Walter (2010) **"Applied econometric time series approach"** , translated by Mehdi Sadeghi , Volume II , Second Edition , Imam Sadiq University Press . Tehran, (in persian).
[14] Eviews, (2009), **"Users Guide Version 6," Printed in United States of America,"**
[15] Fisher, D. Mjonos, Martin Eichen Baum (1998), **"Understanding Effects of a Shock to Government Purchases,"**, Working papers.
[16] L.A. Fisher a, H-S. Huh, (2002). "**Real exchange rates, trade balances and nominal shocks: evidence for the G-7,"**, Journal of International Money and Finance, 21.
[17] Friedman, M., (1953), **"the Case for Flexible Exchange rates,"** , Essays in Psitive Economic University of Chicago Press, Chicago, PP.157-203.
[18] Fukunari, kimaura (2009). **"The effect of exchange rate volatility on international trade-in East Asia,"**: journal or the Japanese and economies issue 23.
[19] Fuller W A**. "Introduction to Statistical Time Series,"** New York: Wiley, 1976.
[20] Gujarati , Damvdar (1994). **" Principles of Econometrics"** , Translated by Hamid silk , Volume II, second edition , Tehran University Press . Tehran , (in persian).
[21] Hemmati , Nasser and Ali Mbashrpvr (2007). **"Identification of structural shocks using aggregate demand and aggregate supply model within a two -variable VAR model"** , Economic Journal , No. 63, (in persian)
[22] International Monetary Fund, (2003), **"Exchange Arrangements and Foreign Exchange Markets**," Developments and Issues, World Economic and Financial Surveys (Washington: International Monetary Fund).
[23] Khnayy , Mahmoud (1999). **" Effect of exchange rate fluctuations on economic growth Tvhh the level of development of financial markets"** . Journal of Economic Research , No. 37 . (in persian).
[24] Khtayy, Mahmoud (2009) **"the structural challenges Iran's financial markets with an emphasis on the years 1384-85"**, Journal of Political Science, Winter 1386 and Spring 1387 - Issue 46 (30 - from 385 to 414), (in persian).
[25] Management and Planning Organization . (Various years) . **"National**

Statistical Yearbook ,(in persian).
[26] Nvfrsty , MA . (1999). **Unit root and co-integration in econometrics"** , the Cultural Services of the Institute Resa, Tehran, (in persian).
[27] Rahmani , Timur (2006). **" Macroeconomic Brothers Publications"** , Volume I, Tehran, (in persian).
[28] Schwarz, G. (1978). "**Estimating the dimension of a model,"** : Ann. Statist. 6, pp, 461-464.
[29] Shehu Rano Aliyu, (2009). "**Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth in Nigeria,"** An Empirical Investigation, Research Journal of International Studies - Issue 11.
[30] Sims, C. (1980). "**Macroeconomics and Reality**," Econometrica,Vol.48(1):1-49.
[31] Tavakoli , A. (1999) **"Time Series Analysis"** , Institute for Trade Studies and Research , Tehran , (in persian).
[32] Tinbergen, J. (1952), **"on the Theory of Economic Policy,"** Amsterdam: North Holland.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی