Archive of SID.ir

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 91, Summer 2022, 9-50
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2020.52537.868

ATU PRESS

Original Research
Received: 26/05/2020
Accepted: 18/11/2020
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

The Effect of External Economic Shocks on Iran's Macroeconomic Variables: Global VAR Approach

Morteza Khorsandi — Associate Professor, Department Of Energy Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Teymor Mohammadi — Professor, Department Of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Hamidreza Arbab — Associate Professor, Department Of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Emadodin Sakhaei* — Ph.D. Student in Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Macroeconomic policy analysis and risk management require taking account of the increasing interdependencies across markets and economies. National economic issues need to be considered from global as well as domestic perspectives. This invariably means that many different channels of transmission must be taken into account. This paper investigates the effect of global economic shocks on Iran's economy. The Global Vector Autoregressive (GVAR) model for the first quarter of 1990 to the fourth quarter of 2019 is used for 34 countries, which cover about 90% of world gross domestic products. According to previous studies and the results of this study, it is found that only the shocks of the United States, China and the global shock affect the macroeconomic variables of other countries and oil prices, and as a result, the effect of these three shocks on the Iranian economy is investigated. Ceteris paribus, the results show that China's shock affects the variables of GDP and Iran's inflation: with a 1 percent increase in China's GDP, Iran's GDP increases by 0.08 percent and inflation by 1.2 percent and has no effect on interest rates. The US shock has an indirect effect on oil prices. Due to the isolation of the economy, foreign variables do not have significant effects on the Iranian macroeconomic variables. In general, Iran's economy, due to the size of the economy and the volume of trade shocks of other trading partners through the foreign trade channel do not affect the Iranian economy.

Keywords: Global VAR, GIRF, Coronavirus, Economic Crisis.
JEL Classification: F44, E32, F62.

---

* Corresponding Author: e_sakhaei@atu. ac. ir
How to Cite: Khorsandi, M., Mohammadi , T., Arbab , H. R., Sakhaei, E. (2022). The Effect of External Economic Shocks on Iran's Macroeconomic Variables: Global VAR Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (91),* 9 -50.
- This paper is extracted from Ph. D. thesis at Allameh Tabataba'i University.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۱، تابستان ۱۴۰۱، ۹-۵۰

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2020.52537.868

آثار شوک‌های اقتصادی خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR)

مرتضی خرسندی | دانشیار، گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تیمور محمدی | استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

حمیدرضا ارباب | دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

عمادالدین سخایی * | دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

تجزیه و تحلیل سیاست‌های کلان اقتصادی و مدیریت ریسک، مستلزم توجه به افزایش وابستگی‌های متقابل بین بازارها و اقتصادها است. موضوعات اقتصادی باید از دیدگاه جهانی و داخلی مورد توجه قرار گیرد و باید کانال‌های مختلف انتقال شوک مورد توجه قرار گیرد. این مقاله در پی بررسی اثر شوک کشورهای اثرگذار بر اقتصاد ایران است. برای نشان دادن این اثر از مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) از فصل اول ۱۹۹۰ تا فصل چهارم ۲۰۱۹ برای ۳۴ کشور که حدود ۹۰ درصد از تولید جهانی را پوشش می‌دهند، استفاده شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تنها شوک کشورهای آمریکا، چین و شوک جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی سایر کشورها و قیمت نفت تاثیرگذار است و در نتیجه اثر این سه شوک بر اقتصاد ایران بررسی شد. نتایج نشان داد که با فرض ثبات سایر شرایط، شوک مثبت یک درصدی بر تولید ناخالص داخلی چین بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم ایران اثرگذار است و با افزایش یک درصد GDP چین، GDP ایران یک دوره بعد از آن ۰/۰۸ و تورم ۱/۲ درصد افزایش می‌یابد و بر نرخ بهره تاثیری ندارد. شوک آمریکا به‌طور غیرمستقیم و از طریق قیمت نفت اثر دارد. با توجه به ایزوله بودن اقتصاد ایران، متغیرهای خارجی نمی‌توانند تاثیرات قابل توجهی بر اقتصاد کشور داشته باشند. به طور کلی، با توجه به اندازه اقتصاد و حجم مبادلات تجاری ایران، شوک‌های سایر شرکای تجاری از کانال تجارت خارجی بر اقتصاد ایران اثرگذار نیست.

واژگان کلیدی: خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR)، شوک اقتصادی، توابع واکنش ضربه‌ای (GIRF)، متغیرهای کلان اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: F44, E32, F62

- این مقاله مستخرج از رساله دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است

* نویسنده مسئول: e_sakhaei@atu. ac. ir

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

۱. مقدمه

بحران سال‌های ۱۹۲۹ و ۲۰۰۸ میلادی، علاوه بر داشتن پیامدهای داخل کشوری از قبیل ایجاد رکود و بیکاری به‌ویژه در کشورهای توسعه‌یافته و کشورهایی که بیشتر در نظام جهانی اقتصاد ادغام شده بودند با کاهش تقاضای خارجی برای کالاهای کشورهای در حال توسعه و کاهش تقاضای مواد خام همراه شد. با وقوع بحران، میلیون‌ها شغل و میلیاردها دلار از ارزش بازار دارایی از بین رفت و تمام جهان از این رکود متاثر شدند که باعث شد پس از پایان بحران، تغییرات مهم بین‌المللی شکل گیرد که مهم‌ترین آن‌ها تقویت منطقه‌گرایی و ایجاد بلوک‌های منطقه‌ای جدید، چرخش نظام مالی جهان از غرب به کل جهان و تقویت جایگاه جهانی اقتصادهای درحال ظهور به‌ویژه چین شد.

در پی شیوع ویروس کرونا در ابتدای سال ۲۰۲۰ میلادی، وضعیت اجتماعی و اقتصادی جهان با سرعت باور نکردنی دچار بحران شد. مطابق پیش‌بینی‌های صندوق بین‌المللی پول[1]، رشد اقتصادی جهان ۴/۲- درصد پیش‌بینی شده که ۶/۹ درصد از پیش‌بینی قبلی کمتر است و انتظار می‌رود ۱۷۰ کشور جهان با کاهش سرانه درآمد مواجه شوند. بحران کنونی (ناشی از شیوع ویروس کرونا) بدترین وضعیت از زمان بحران «رکود بزرگ» دهه ۱۹۳۰ میلادی است. در این میان اقتصادهای نوظهور، کشورهای کم‌درآمد آفریقا، آمریکای لاتین و آسیا در معرض خطر بالاتری قرار دارند و نسبت به سایرین اغلب از منابع کمتری برای محافظت از خود در برابر پیامدهای اقتصادی چنین بحران‌هایی، برخوردار هستند. همچنین سازمان تجارت جهانی در ۲ سناریوی خوش‌بینانه و بدبینانه، کاهش تجارت کالایی جهان را به ترتیب ۱۲/۹ و ۳۱/۹ درصد پیش‌بینی کرده است. علاوه بر این، طبق گزارش آنکتاد، سرمایه‌گذاری خارجی در سال ۲۰۲۰، ۴۰ درصد کاهش خواهد یافت. همه این عوامل نشان‌دهنده شوک منفی جهانی بر اقتصاد جهان است.

طبق مطالعات، کشور ایران به دلیل بسته بودن اقتصادش، ارتباط چندانی با اقتصاد جهانی و بازارهای بورس دنیا ندارد به همین دلیل به طور مستقیم از بحران سال ۲۰۰۸، تاثیر نگرفت، اما این بحران به طور غیرمستقیم از طریق کاهش قیمت نفت و به تبع آن کسری بودجه، واردات و... باعث رکود در اقتصاد ایران شد.

1. International Monetary Fund

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

بحرانی که پس از شیوع کرونا پدید آمده است از چند منظر با بحران سال ۲۰۰۸ برای اقتصاد ایران تفاوت دارد؛ ۱- کرونا به طور مستقیم بر اقتصاد ایران تاثیر گذاشته است. ۲- روابط تجاری ایران از سال ۲۰۰۸ تفاوت کرده است به خصوص با کشور چین که اکنون یک قدرت جهانی محسوب می‌شود و بیشترین مراودات تجاری ایران با این کشور است پس می‌تواند به طور مستقیم از بحران جهانی تاثیر بپذیرد. ۳- کاهش وابستگی بودجه به نفت که می‌تواند اثر رکود را کاهش دهد.

این مقاله به دنبال یافتن اثرات بحران اقتصادی است و اینکه آیا بحران پیش‌بینی شده که بسیاری آن را بزرگ‌تر از بحران ۲۰۰۸ می‌دانند بر اقتصاد ایران تاثیر می‌گذارد؟ اقتصاد جهان چه اندازه از آن متاثر می‌شود و در نهایت تاثیر این بحران بر اقتصاد ایران را بررسی می‌کند. با توجه به اینکه تنها مدلی که قادر به نشان دادن تاثیر شوک‌های جهانی و چند کشوری است، مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR)[1] است در این مقاله از مدل GVAR استفاده شده است.

نوآوری مقاله استفاده از مدل GVAR که توسط هاشم پسران و همکاران توسعه داده شده امکان بررسی همزمان شوک‌های چند کشوری و شوک جهانی را از طریق پیوندهای تجاری فراهم می‌کند در صورتی که تا قبل از این امکان بررسی تنها شوک دو کشور بر یکدیگر فراهم بود.

سازماندهی این مقاله به این صورت است که بخش دوم به مبانی نظری مرتبط می‌پردازد. در بخش سوم چارچوب الگوی GVAR معرفی می‌شود و در نهایت برآورد، شبیه‌سازی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

در این قسمت یک چارچوب مدل‌سازی کلی برای تحلیل کمی از اهمیت نسبی شوک‌ها و کانال‌های مکانیسم انتقال براساس یک خودرگسیون برداری جهانی (GVAR) ارائه شده است. مدل GVAR مدل‌های تصحیح خطای برداری داخلی را ترکیب می‌کند که در آن متغیرهای داخلی با متغیرهای خارجی خاص هر کشور مرتبط هستند. متغیرهای خارجی خاص هر کشور از متغیرهای داخلی ساخته شده است تا بتواند با تجارت بین‌الملل، مالی یا

1. Global Vector Autoregression

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

الگوی موردنظر کشور در حال بررسی مطابقت داشته باشد و به عنوان نماینده‌ای برای عوامل غیرقابل کنترل مشترک عمل کند.

GVAR در ابتدا پس از بحران مالی شرق آسیا (۱۹۹۷) برای تعیین کمیت اثرات تغییر شرایط کلان اقتصادی (در سطح ملی و جهانی) در توزیع زیان اوراق بهادار وام‌های نگهداری شده توسط بانک‌های بزرگ و سایر موسسات مالی توسعه یافت و به زودی مشخص شد که دارای چندین کاربرد دیگر است. این امر به ویژه در تحلیل انتقال شوک‌ها از یک بازار، کشور یا منطقه به بازارها و اقتصادهای دیگر مناسب است. این مدل به راحتی مدل‌سازی روابط بلندمدت مانند برابری قدرت خرید و برابری بهره را که مربوط به متغیرهای داخلی با متغیرهای خارجی است، امکان‌پذیر می‌کند.

روابط تجاری باعث تسریع نشر بحران‌های مالی و بحران‌های مالی باعث کاهش حجم جریان‌های تجاری می‌شود. همچنین افزایش پیوندهای مالی و منطقه‌ای با اینکه حجم جریان‌های تجاری بین کشورها را افزایش می‌دهند، سبب افزایش نشر بحران‌های مالی می‌شوند (یزدانی و اسماعیلی، ۱۳۹۵). به همین دلیل در این مدل از وزن‌های تجاری برای برآورد انتقال شوک استفاده می‌شود.

مدل GVAR از تعداد زیادی مدل خاص هر کشور تشکیل شده است. تعامل کشورها از طریق ارتباط متغیرهای داخلی هر کشور با متغیرهای خارجی هر کشور مدل‌سازی می شود. متغیرهای اصلی داخلی (مانند بازده واقعی، تورم، نرخ بهره، قیمت سهام واقعی و نرخ ارز) با متغیرهای مشاهده شده جهانی (مانند انرژی بین‌المللی و قیمت مواد غذایی و متغیرهای خاص خارجی) مرتبط هستند و به عنوان متغیرهای «ستاره‌دار» شناخته می‌شوند. متغیرهای خارجی از میانگین وزنی (به طور معمول با استفاده از وزن‌های تجاری) متغیرهای خارجی مرتبط با متغیرهای داخلی در معادله ساخته می‌شوند. «نفرین ابعاد» با برآورد مدل‌های تصحیح خطای خاص کشور به طور جداگانه، مشروط به متغیرهای خارجی است که به عنوان متغیر برون‌زای ضعیف رفتار می‌کند، حل می‌شود. فرض برون‌زای ضعیف معمولا هنگام آزمون تایید می‌شود و با توجه به اینکه اندازه اکثر اقتصادها در مقایسه با اقتصاد جهانی (به استثنای ایالات متحده) به نسبت ناچیز است (غالبا کمتر از ۵ درصد از تولید ناخالص داخلی جهان، ناچیز محسوب می‌شود) قابل قبول است. در نهایت مدل‌های هر کشور به طور همزمان برای

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

تمامی متغیرهای درون‌زا در مدل جهانی حل می‌شوند. شوک به یک کشور بسته به اندازه و الگوهای تجارت آن‌ها می‌تواند تاثیرات قابل توجهی بر سایر کشورها داشته باشد.

به‌طور کلی مدل GVAR امکان تعامل/ وابستگی‌های پیچیده را در سطوح مختلف (ملی و بین‌المللی) به روش شفاف فراهم می‌کند که می‌تواند به صورت تجربی ارزیابی شود. این مدل اجازه می‌دهد تا روابط بلندمدت مطابق با تئوری و روابط کوتاه‌مدت متناسب با داده‌ها باشند و با فرض اینکه بسیاری از متغیرهای خارجی، برون‌زای ضعیف هستند، نفرین ابعاد را کنترل می‌کند؛ فرضی که توسط داده‌ها پشتیبانی می‌شود. فرض برون‌زای ضعیف، ویژگی اصلی استراتژی مدل‌سازی GVAR است، زیرا این اجازه را می‌دهد تا مدل‌های هر کشور به صورت جداگانه تخمین زده شود و در گام بعد با هم ترکیب شوند. تا زمانی که این فرض وجود داشته باشد، روش GVAR با هر تعداد کشور می‌تواند مورد استفاده قرار می‌گیرد در حالی که می‌تواند برای بنگاه‌ها، ایالت‌ها و... مورد استفاده قرار گیرد. این یک چارچوب مدل‌سازی بسیار کلی برای هر سیستم بزرگی است که در آن اجزا با میانگین وزنی اجزای دیگر یا داده‌های دیگر وجود دارد.

۲-۱. تعاملات تجاری

پیوندهای تجاری ایران در طول دوره مورد بررسی تغییرات زیادی کرده است. در سال ۱۹۹۰ آلمان بزرگ‌ترین مقصد صادراتی و مبدا وارداتی ایران بوده است، اما در سال ۲۰۱۹، صادرات این کشور به ایران از ۲۵/۷ به ۰/۵ درصد و واردات آن از ۲۴/۴ به ۵/۷ کاهش یافته است. در این سال‌ها چین به تدریج به بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران تبدیل شده است. جدول (۱) و (۲) بزرگ‌ترین شرکای تجاری و تغییرات سهم آنان را در سال‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۱۹ نشان می‌دهد. این مقایسه نشان می‌دهد اتحادیه اروپا بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران در سال ۱۹۹۰ بوده که به تدریج کشورهای آسیایی به ویژه چین به بزرگ‌ترین شرکای تجاری ایران بدل شده‌اند.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ۱. بزرگ‌ترین مقاصد صادرات ایران در سال‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۱۹ و مقایسه آن‌ها

کشور	سهم صادرات ایران در سال ۲۰۱۹ (درصد)	سهم صادرات ایران در سال ۱۹۹۰ (درصد)
چین	۲۰/۷	۵
عراق	۲۰/۱	۰
امارات	۱۳/٤	۱۱/۵
افغانستان	٦/٦	۰/٤
کره جنوبی	۵/۸	۰/٤
ترکیه	۵/۳	۱۲/۲
آلمان	۰/۵	۲۵/۷
ایتالیا	۰/۵	۷/٦
سوئیس	۰/۰۱	۵/۵

ماخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران

جدول ۲. بزرگ‌ترین مبداهای واردات ایران در سال‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۱۹ و مقایسه آن‌ها

کشور	سهم واردات ایران در سال ۲۰۱۹ (درصد)	سهم واردات ایران در سال ۱۹۹۰ (درصد)
چین	۲٤/۱	۱/۱
امارات	۱۵/۳	۵/۲
هند	٦/۳	۰/۷
ترکیه	٦/۱	۲/۱
آلمان	۵/۷	۲٤/٤
ایتالیا	۷/٦	۹/٤
انگلستان	۲/۳	۵/٤
ژاپن	۱/۰۱	۱۱/۹

ماخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران

این تغییرات تجاری می‌تواند اثرات شوک‌های وارده از طریق کشورها را تغییر دهد که در ادامه به بررسی آن پرداخته می‌شود.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

۲-۲. مدل‌سازی انتقالات بین‌المللی: رویکرد GVAR

۲-۲-۱. مدل‌های VARX* خاص هر کشور

برای شروع مدل GVAR جهت تحلیل مکانیسم‌های انتقالات بین‌المللی و مرتبط کردن آن با مدل‌های ضریب مشاهده نشده، فرض کنید که N + ۱ کشور (یا منطقه) در اقتصاد جهانی وجود دارد که با i= 0,1,…,N اندیس‌گذاری شده‌اند که در آن صفر را ایالات متحده آمریکا در نظر می‌گیریم و در عین حال می‌تواند هر کشور دیگری باشد. هدف این است که شماری از متغیرهای اقتصاد کلان خاص کشورها مانند GDP حقیقی، تورم، نرخ‌های بهره و نرخ ارز موجود در بردار X_{it} در زمان t=1,2,…,T و در N + ۱ کشور مدل‌سازی شود. با داشتن ماهیت کلی وابستگی‌های متقابل که ممکن است در اقتصاد جهان وجود داشته باشد، کاملا مطلوب است که تمام متغیرهای خاص کشورها i= 0,1,…,N ، X_{it} و فاکتورهای جهانی مشاهده شده (از قبیل قیمت نفت) به‌طور درون‌زا مورد استفاده قرار گیرد. برای انجام این کار، «نفرین ابعاد» ارزیابی تجربی را غیرممکن می‌کند. برای مقابله با این مساله، چارچوب GVAR، متغیرهای جهانی و برون‌زای ضعیف خاص هر کشور را درنظر می‌گیرد. به عنوان مثال، فرض می‌کند که همه کشورها (به استثنای ایالات متحده آمریکا) دارای اقتصاد کوچکی هستند.

هر کشور مجموعه‌ای از متغیرهای داخلی و خارجی را دربر می‌گیرد که تعداد آن‌ها می‌تواند در کشورهای مختلف، متفاوت باشد. به طور خاص برای کشور i، ساختار VARX (2,2) * [1] در رابطه (۱) در نظر گرفته شده است.

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_{i1} X_{i,t-1} + \Phi_{i2}X_{i,t-2} + \Lambda_{i0}X^{*}_{it} + \Lambda_{i1}X^{*}_{i,t-1} + \Lambda_{i2}X^{*}_{i,t-2} + U_{it,} \qquad (۱)$$

که در آن x_{it}، بردار $K_i \times 1$ متغیرهای داخلی، X^{*}_{it} بردار $k_i^{*} \times 1$ متغیرهای خارجی، $U_{it,}$ ناهمبستگی سریالی و فرآیندهای وابستگی ضعیف مقطعی است. متغیرهای خارجی هر کشور به عنوان میانگین وزنی از متغیرهای داخلی همه کشورها با وزن‌های مخصوص هر کشور محاسبه می‌شوند که در آن $X^{*}_{it} = \sum_{j=0}^{N} w_{ij}x_{it}$ که j=0,1,2,…,N مجموع وزن‌ها برای $w_{ij} = 0$

1. Vector Autoregression Exogenous

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

و $\sum_{j=0}^{N} w_{ij} = 1$ است. وزن‌ها از پیش تعیین شده است و برای نشان دادن اهمیت کشور j برای کشور i ام است. البته اینها بسته به هدف مدل‌سازی است؛ به عنوان مثال، روابط تجاری و مالی.

در نظر گرفتن خصوصیات این سری‌ها به ما این امکان را می‌دهد تا بین روابط کوتاه و بلندمدت تمایز قائل شویم. فرم تصحیح خطای VECMX * (2 , 1) [1] را می‌توان به صورت رابطه (۲) نوشت.

$$\Delta X_{it} = C_{io} - a_i\beta_i'[z_{i,t-1} - y_i(t-1)] + \Lambda_{io}\Delta X_{it}^{*} + \Gamma_i\Delta Z_{i,t-1} + u_{it,} \qquad (۲)$$

که در آن $z_{i,t} = (x_{it}', x_{it}^{*\prime})'$ ماتریس a_i مرتبه $k_i \times r_i$ و β_i' ماتریس $(k_i + k^{*}_i) \times r_i$ مرتبه r_i و y تولید ناخالص داخلی است. اگر β_i را به صورت $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix}^{*\prime})'$ را بنویسم با $z_{i,t}$ منطبق می شود در نتیجه r_i تصحیح خطا در رابطه (۲) را می‌توان به صورت رابطه (۳) نوشت:

$$\beta_i'(Z_{it} - y_i^{t}) = \beta_{ix}'X_{it} + \beta_{ix*}'X_{it}^{*} - (\beta_i'y_i)t, \qquad (۳)$$

که امکان هم‌انباشتگی X_{it}، بین X_{it} و X_{it}^{*} و همچنین X_{it} و X_{jt} برای $i \neq j$ را می‌دهد.

مدل‌های VECMX* برای هر کشور با شرط X_{it}^{*} مقدار اجبار بلندمدت[2] یا برون‌زای ضعیف I(1)، جداگانه تخمین زده می‌شوند. تخمین براساس رگرسیون کاهش مرتبه با درنظر گرفتن امکان هم‌انباشتگی در X_{it} و بین X_{it} و X_{it}^{*} است. از این طریق تعداد روابط هم‌انباشتگی r_i، سرعت ضرایب تعدیل a_i و بردارهای هم‌انباشتگی β_i برای مدل هر کشور به‌دست می‌آید.

۲-۲. استراتژی حل

تخمین براساس کشور به کشور انجام می‌شود، اما مدل GVAR با توجه به این واقعیت که در کل سیستم متغیرها به طور کلی درون‌زا هستند برای کل دنیا حل می‌شود (بردار متغیر

1. The Vector Error Correction Model
2. Long Run Forcing

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جهانی $k = \sum_{i=0}^{N} k_i$) و مدل از VARX * (2 , 2) مختص هر کشور شروع می‌شود (رابطه (۴)).

$$X_{it} = a_{i0} + a_{i1}^{t} + \Phi_{i1}X_{i,t-1} + \Phi_{i2}X_{i,t-2} + \Lambda_{i0}X_{it}^{*} + \Lambda_{i1}X_{i,t-1}^{*} + \Lambda_{i2}X_{i,t-2}^{*} + u_{it,} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، $z_{i,t} = \left(x_{it}', x_{it}^{*\prime}\right)'$ تعریف می‌شود و برای هر کشور در رابطه (۴) به صورت رابطه (۵) نوشته می‌شود.

$$A_{i0}Z_{it} = a_{i0} + a_{i1}^{t} + A_{i1}Z_{i,t-1} + A_{i2}Z_{i,t-2+u_{it,}} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، $A_{i0} = \left(I_{ki,} - \Lambda_{i0}\right)$, $A_{i1} = \left(\Phi_{i1,}\Lambda_{i1}\right)$, $A_{i2} = \left(\Phi_{i2,}\Lambda_{i2}\right)$. می‌توانیم از روابط ماتریس W_i که برای وزن‌های تجاری هر کشور تعریف شده رابطه (۶) را به‌دست آوریم که در آن $x_t = (x_{0t}', x_{1t}', \ldots, x_{Nt}')'$ یک بردار $k\times1$ است که همه متغیرهای درون‌زای سیستم درآن جمع شده و W_i یک ماتریس $(k_i+k^{*}_i)\times k$ است.

$$Z_{it} = W_i X_{t,} \qquad (۶)$$

با استفاده از رابطه (۶)، رابطه (۷) را خواهیم داشت:

$$A_{i0}W_iX_t = a_{i0} + a_{i1}^{t} + A_{i1}W_iX_{t-1} + A_{i2}W_iX_{t-2} + u_{it,} \qquad (۷)$$

$$\text{for i} = 0,1,2,\ldots\ldots,N,$$

و مدل‌های هر کشور جمع می‌شوند که در این صورت رابطه (۸) را خواهیم داشت:

$$G_0x_t = a_0 + a_1^{t} + G_1X_{t-1} + G_2X_{t-2} + u_{t,} \qquad (۸)$$

که در آن

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

$$G_o = \begin{pmatrix} A_{00} & W_0 \\ A_{10} & W_1 \\ A_{No} & W_N \end{pmatrix}, G_1 = \begin{pmatrix} A_{01} & W_0 \\ A_{11} & W_1 \\ A_{N1} & W_N \end{pmatrix}, G_2 = \begin{pmatrix} A_{02} & W_0 \\ A_{12} & W_1 \\ A_{N2} & W_N \end{pmatrix},$$

و

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ a_{No} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ a_{N1} \end{pmatrix}, u_t = \begin{pmatrix} u_{0t} \\ u_{1t} \\ u_{Nt} \end{pmatrix}$$

از آنجا که G_o یک ماتریس غیرمنفرد وابسته به وزن‌های تجاری و پارامترهای تخمینی است، معادله (۸) در G_0^{-1} پیش‌ضرب می‌شود و مدل GVAR(2,2) (رابطه (۹)) به دست می‌آید که به صورت بازگشتی قابل حل است و برای اهداف مختلفی استفاده می‌شود.

$$X_t = b_0 + b_1^t + F_1 X_{t-1} + F_2 X_{t-2} + \varepsilon_(t) \qquad (۹)$$

در رابطه (۹)، $b_0 = G_0^{-1} a_0$ ، $b_1 = G_0^{-1} a_1$ ، $F_1 = G_0^{-1} G_1$ ، $F_2 = G_0^{-1} G_2$ و $\varepsilon_t = G_0^{-1} u_t$ است.

مدل GVAR اجازه تعامل بین کشورهای مختلف را از سه طریق ممکن می‌کند: ۱- وابستگی همزمان متغیرهای داخلی x_{it} بر متغیرهای خارجی هر کشور X_{it}^* و وقفه‌های آن، ۲- وابستگی متغیرهای داخلی x_{it} بر متغیرهای برون‌زای ضعیف مشترک جهانی d_t، مانند قیمت نفت و قیمت غذا و ۳- وابستگی همزمان شوک‌های کشور i بر شوک‌های کشور j که در کوواریانس بین کشوری شرح داده شده است.

۳. مطالعات تجربی

وارگاس و همکاران[1] (۲۰۱۹) به پیوندهای کارائیب با جهان با استفاده از رویکرد GVAR پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی روابط منطقه کارائیب با شرکای اصلی تجاری خود که ۶۰ درصد تولید ناخالص داخلی جهان را دارا هستند و تاثیر ۲ شوک کاهش قیمت نفت و افزایش GDP آمریکا پرداخته است. نتایج نشان داد که این منطقه به شدت از عوامل خارجی تاثیرپذیر بوده و هر دو شوک بر قیمت‌ها، نوسانات نرخ ارز و متغیرهای مالی تاثیرگذار است.

1. Vargas, M. & Hess, D.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

پسران و همکاران[1] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان «شوک عرضه نفتی و اقتصاد جهانی یک تحلیل متقابل» به بررسی اثر شوک عرضه نفتی بر اقتصاد کلان جهانی پرداختند. در این مقاله ابتدا یک مدل بازار نفت بین‌المللی توسعه داده شد و در داخل یک مدل اقتصاد جهانی قرارداده شده است تا نشان دهد چطور نگرش چند کشوری در بررسی شوک‌های نفتی می‌تواند مورد استفاده واقع شود. در ادامه ۲۷ کشور و منطقه برای دوره ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۳ انتخاب و مدل برآورد شد. نتایج نشان داد که شوک‌های عرضه نفتی به طور قابل توجهی تغییر می‌کنند و به کشوری که شوک برآن اثر گذار است، بستگی دارد. آن‌ها دریافتند که شوک‌های مثبت به تولید نفت ایران به لحاظ اثر بر اقتصاد جهانی خنثی است که اساسا به علت تولید نفت عربستان سعودی است. در مقابل شوک منفی عرضه نفت عربستان سعودی بر افزایش ناگهانی و بادوام قیمت نفت منجر می‌شود.

یاویز و کابوندی[2] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای تحت عنوان «شوک‌های تجاری از کشورهای برزیل، روسیه، هند و چین به آفریقای جنوبی در یک تحلیل GVAR» به بررسی اثر ارتباطات تجاری بین کشورهای برزیل، روسیه، چین و هند و آفریقای جنوبی پرداختند. در این مقاله با استفاده از الگوی GVAR سطح ارتباطات تجاری و انتقال شوک‌ها مورد بررسی قرار گرفت. دوره مورد بررسی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ بوده که در آن ۳۲ کشور در قالب دو مدل بررسی شدند. در مدل اول ۲۴ کشور و یک منطقه جغرافیایی شامل ۸ کشور اتحادیه اروپا به عنوان یک اقتصاد واحد بررسی شد و در مدل دوم ۲۰ کشور و ۲ منطقه جغرافیایی شامل کشورهای اتحادیه اروپا و کشورهای برزیل، چین، هند و روسیه به عنوان یک اقتصاد واحد در نظر گرفته شدند. نتایج آزمون واکنش آنی تعمیم یافته نشان می‌دهد که شوک‌های صادرات از کشورهای BRIC[3] اثر معنی‌داری بر واردات آفریقای جنوبی دارد. همچنین شوک واردات از کشورهای BRIC اثری بر صادرات و تولید آفریقای جنوبی نداشته و فقط برزیل و هند بر آن اثرگذار بوده‌اند. علاوه بر این، کشورهای BRIC به صورت بلوکی بر تجارت آفریقای جنوبی اثر گذاشته و شوک واردات و صادرات کشورهای BRIC به صورت بلوکی، اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات و واردات آفریقای جنوبی دارد، اما بر تولید اثرگذار نیست. در کل واردات و صادرات آفریقای جنوبی به شوک‌های BRIC از

1. Pessarn, M. & Mohaddes, K.
2. YavuzÇakı r, M. & Kabundi, A.
3. Brazil .Russia .India & China (BRIC)

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

طریق نرخ ارز واکنش می‌دهند؛ این بدان معناست که فرآیند ادغام آفریقای جنوبی در اقتصاد جهانی از طریق تجارت موثر بوده و استراتژی تجارت برای این کشور موفقیت‌آمیز بوده است.

اسوریو و آنسال[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «پویای تورمی در آسیا، علت‌ها، تغییرات و سرریز از چین» به بررسی عوامل تورم در آسیا و چگونگی تغییرات آن در طول زمان پرداختند. در این مقاله ۳۲ کشور –۸ کشور در قالب اتحادیه اروپا– برای دوره ۲۰۱۰– ۱۹۸۶ در نظر گرفته شدند. تحلیل‌ها در چهارچوب یک الگوی GVAR نشان می‌دهد که پویایی تورم در آسیا اساسا از شوک‌های عرضه داخلی نشات می گیرد. سهم عوامل تقاضا طی سالیان اخیر افزایش و سهم شوک پولی به علت بهبود چارچوب سیاست‌های پولی کشورها کاهش یافته است. همچنین به نظر می‌رسد توسعه در آسیا، اثر رو به رشدی بر قیمت‌های جهانی دارد که با افزایش سهم آسیا به عنوان منبع تقاضای کلیدی در جهان سازگار است. وجود بزرگ‌ترین واردکنندگان کالا در آسیا از چین باعث شده است که شوک‌های داخلی چین، اثر معنی‌داری بر قیمت کالاها در آسیا داشته باشد.

یاویز و کابوندی (۲۰۱۳) از مدل GVAR برای تجزیه و تحلیل پیوندهای تجاری بین آفریقای جنوبی و کشورهای BRIC بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ استفاده کردند. وزن‌های تجاری مورد استفاده برای محاسبه متغیر خارجی هر کشور در GVAR ثابت بود. متغیرهای داخلی در مدل شامل GDP واقعی، تورم، نرخ‌های ارز، صادرات و واردات حقیقی بودند در حالی که متغیرهای خارجی تورم و GDP واقعی بودند. قیمت نفت جهانی متغیری است که برای کشور حاکم (آمریکا) متغیر داخلی و برای سایر کشورها متغیر خارجی محسوب می‌شود. یافته اصلی این مقاله این بود که شوک‌های صادرات از هر کشور BRIC بر واردات و GDP آفریقای جنوبی تاثیر معناداری دارد.

پسران و دیگران[2] (۲۰۱۲) در مقاله‌ای تاثیر چین بر ۵ اقتصاد بزرگ آمریکا لاتین را با استفاده از مدل GVAR بررسی کردند. نتایج اصلی تجزیه و تحلیل تجربی چهارگانه عبارت بودند از: ۱– تاثیر بلندمدت شوک تولید ناخالص داخلی چین در پنج اقتصاد آمریکای لاتین از اواسط دهه ۱۹۹۰ به طرز چشمگیری افزایش یافته است. ۲– اثر بلندمدت شوک تولید

1. Osorio, C. & Unsal, F.
2. Pesaran, H. et al.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

ناخالص داخلی ایالات متحده بر آمریکای لاتین در همین مدت به نصف رسیده است و حتی در کوتاه‌مدت این کاهش بیشتر بوده است. ۳- انتقال شوک‌های داخلی منشا آمریکای لاتین یا سایر کشورهای آسیای نوظهور (به استثنای چین و هند) در این دوره تغییر نکرده است. ۴- افزایش تاثیر شوک تولید ناخالص داخلی چین بر آمریکای لاتین به دنبال اثرات غیرمستقیم روابط تجاری قوی‌تر بین چین و بزرگ‌ترین شرکای تجاری آمریکای لاتین (یعنی ایالات متحده و منطقه یورو) بیش از اثرات مستقیم بوده است.

چادیک و فراشر[1] (۲۰۱۱) در مقاله «شناسایی انتقال جهانی بحرانی مالی ۲۰۰۹ – ۲۰۰۷ در یک الگوی GVAR» به تحلیل و مقایسه نقش انقباض در شرایط نقدینگی و کاهش ریسک‌پذیری برای انتقال بحران مالی جهانی پرداختند. در این تحقیق ۲۶ کشور توسعه یافته و در حال توسعه دو بازار پولی و مالی انتخاب شدند. این کشورهای منتخب ۷۵ درصد از تولید جهان را در اختیار دارند و کشورهای با ویژگی اقتصاد مالی باز و توسعه یافته هستند. نتایج نشان می‌دهد هر دو دسته در شوک انتقال بحران موثر بوده‌اند. شوک شرایط نقدینگی برای کشورهای توسعه یافته مهم‌تر بوده و کشورهای در حال توسعه بیشتر از شوک ناشی از ریسک متاثر شده‌اند. یافته دیگر آن است که شوک اقتصاد آمریکا بر کشورهای توسعه یافته بر نرخ بهره و شرایط مالی اثر گذاشته و در کشورهای در حال توسعه بر بازار سهام اثر قوی‌تری داشته است.

دیز و دیگران[2] (۲۰۰۷) یک مدل خودرگرسیون برداری جهانی را به منظور بررسی تعاملات جهانی و ساده کردن تحلیل شوک‌های کشوری بر اقتصاد جهانی طراحی کردند. آن‌ها چند مدل VAR خاص هر کشور را ترکیب و ضرایب نامقید را برای متغیرهای داخلی و طراحی متغیرهای خاص کشوری برای هر کشور اتخاذ کردند. متغیرهای خارجی هر کشور نیز در تخمین مدل‌ها به عنوان متغیرهای برون‌زای ضعیف در نظر گرفته شدند. مدل تصحیح خطای برداری به ویژه برای کشورها یا مناطقی که متغیر درون‌زا با متغیر خارجی کشور مرتبط است، تخمین زده می‌شود. مدل‌های کشوری سپس ترکیب می‌شوند تا به طور همزمان تابع عکس‌العمل همزمان کشورها را برای همه متغیرها تولید کنند. هدف مدل‌های GVAR آماده کردن یک ساختار انعطاف‌پذیر برای کاربردهای مختلف اقتصاد جهان است.

1. Chadic, A. & Fratzscher, M.
2. Dees, S. et al.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

با توجه به تحقیق فوربس و چین[1] (۲۰۰۴)، تجارت مستقیم بین کشورها یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده ارتباط بین کشورهاست.

کروگمن[2] (۱۹۹۳) نشان داد که ارتباط تجاری قوی بین کشورها بر جهانی شدن اثر معکوس دارد، زیرا کشورها در حالی که بیشتر با یکدیگر ادغام می‌شوند، بیشتر تخصصی می‌شوند. پویایی‌های وضعیت تجارت جهانی فعلی هدایت‌کننده تغییرات مهمی در ساختار تجارت جهانی است. استدلال این ادعا آن است که برخی کشورهای نوظهور در حال ایفای نقش مهمی در ساختار تجارت بین‌المللی فعلی بوده و اقتصادهای نوظهور از طریق تجارت و فعالیت‌های مالی در حال تجمیع با اقتصاد بین‌المللی هستند.

٤. بررسی داده‌ها و متغیرها و تحلیل یافته‌ها

نسخه مدل GVAR در مقاله حاضر شامل ۳۴ کشور (ایران، چین، هند، اتریش، بلژیک، فرانسه، آلمان، هلند، ایتالیا، اسپانیا، آمریکا، انگلستان، استرالیا، برزیل، ژاپن، کره، سنگاپور، تایلند، فیلیپین، عربستان سعودی، آفریقای جنوبی، مالزی، نروژ، اندونزی، شیلی، پرو، فنلاند، مکزیک،آرژانتین، کانادا، نیوزلند، سوئد، سوئیس و ترکیه) است که ۸ کشور منطقه یورو، یک منطقه در نظر گرفته می‌شوند و ۲۶ کشور باقیمانده نیز به صورت جداگانه مدل‌سازی می‌شوند. بنابراین، این الگوی GVAR شامل ۲۷ کشور/ منطقه است که حدود ۹۰ درصد از تولید ناخالص جهانی را پوشش می‌دهند.

٤-١. مشخصات و تخمین مدل‌های خاص کشور

متغیرهای داخلی و خارجی موجود در مدل‌های خاص کشور در جدول (۳) خلاصه شده و به صورت رابطه‌های (۱۰) تعریف شده‌اند.

$$y_{it} = 1n\left(\frac{GDP_{it}}{CPI_{it}}\right) \qquad (۱۰)$$

$$P_{it} = 1n(CPI_{it})$$

1 Forbs, S. & Chen, C.
2 Krugman, P.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

$$eq_{it} = 1n\left(\frac{EQ_{it}}{CPI_{it}}\right)$$

$$e_{it} = 1n(E_{it})$$

$$\rho_{it}^{s} = \frac{25}{0}1n\left(1 + \frac{R_{it}^{s}}{100}\right)$$

$$\rho_{it}^{l} = \frac{25}{0}1n\left(1 + \frac{R_{it}^{L}}{100}\right)$$

$$P_t^0 = 1n(P_t^0)$$

در رابطه (۱۰)، جایی که GDP_{it} تولید ناخالص داخلی برای کشور i طی دوره t، CPI_{it} شاخص قیمت مصرف‌کننده برای کشور i طی دوره t، EQ_{it} شاخص قیمت اسمی سهام برای کشور i طی دوره t، E_{it} نرخ ارز کشور i طی دوره t برحسب دلار، R_{it}^{s} نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت سالانه برحسب درصد، R_{it}^{L} نرخ بهره اسمی بلندمدت سالانه برحسب درصد و P_t^0 قیمت نفت برحسب دلار است.

جدول ۱. متغیرهای داخلی و خارجی در مدل هر کشور

متغیر	همه کشورها بجز آمریکا		آمریکا	
	درون‌زا	خارجی	درون‌زا	خارجی
تولید	$y_{i,t}$	y_{it}^{*}	$y_{us,t}$	$y_{us,t}^{*}$
تورم	$P_{i,t}$	$P_{i,t}^{*}$	$P_{us,t}$	$P_{us,t}^{*}$
نرخ ارز	$e_{i,t} - P_{i,t}$	$e_{i,t}^{*} - P_{i,t}^{*}$	-	$e_{us,t}^{*} - P_{us,t}^{*}$
قیمت سهام	eq_{it}	$eq_{i,t}^{*}$	$eq_{us,t}$	-
نرخ بهره کوتاه	ρ_{it}^{s}	$\rho_{i,t}^{*s}$	$\rho_{us,t}^{s}$	-
نرخ بهره بلندمدت	ρ_{it}^{l}	$\rho_{i,t}^{*l}$	$\rho_{us,t}^{l}$	-
قیمت نفت	-	P_t^0	P_t^0	-

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

متغیرهای خارجی خاص هر کشور با استفاده از وزن‌های تجاری ساخته می‌شوند. وزن تجاری می‌تواند ثابت یا متغیر باشد. در نسخه ارائه شده در اینجا، وزن تجاری براساس متوسط وزن‌های تجاری ثابت سال‌های ۱۹-۲۰۱۷ حل می‌شود. ماتریس وزنی کشورهای منتخب در جدول (۲) پیوست ارائه شده است. این جدول نشان‌دهنده سهم هر کشور از تجارت با کشورهای دیگر است و جمع هر ستون برابر با یک است. به عنوان مثال، متوسط سهم تجارت ایران در سال‌های ۱۹-۲۰۱۷ با چین برابر با ۳۹ درصد است که در مقایسه با دیگر کشورها سهم بزرگی دارد در حالی که متوسط سهم تجارت چین با ایران در این سه سال ۱/۵ درصد است.

اکثر کشورها $y_{i,t}$، $P_{i,t}$، $e_{i,t} - P_{i,t}$، eq_{it}، ρ^{s}_{it}، ρ^{l}_{it} را به عنوان متغیرهای داخلی در نظر می‌گیرند، اما همه کشورها به دلیل در دسترس نبودن داده‌های کافی، مجموعه‌ای یکسان ندارند. به عنوان مثال، در همه کشورها بازارهای سرمایه به خوبی توسعه نیافته‌اند. در همه کشورها به استثنای مدل ایالات متحده آمریکا، همه متغیرهای خارجی هر کشور و لگاریتم قیمت‌های نفت به عنوان متغیر ضعیف برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. مدل ایالات متحده آمریکا شامل متغیرهای درون‌زا، $y_{us,t}$، $P_{us,t}$، $eq_{us,t}$، $eq_{us,t}$، $\rho^{s}_{us,t}$، $\rho^{l}_{us,t}$ و P^{0}_{t} است. نرخ ارز دلار آمریکا خارج از مدل آمریکا تعیین می‌شود. تنها نرخ ارز موجود در مدل ایالات متحده آمریکا متغیر نرخ واقعی ارز خارجی $(e^{*}_{us,t} - P^{*}_{us,t})$ است که به عنوان متغیر ضعیف برون‌زا رفتار می‌کند. گنجاندن قیمت نفت در مدل ایالات متحده آمریکا به عنوان متغیر درون‌زا، اجازه می‌دهد تحولات متغیرهای اقتصاد کلان جهانی بر قیمت نفت تاثیر بگذارد و قیمت نفت را در تمام مدل‌های خاص هرکشور، برون‌زای ضعیف درنظر می‌گیرد. علاوه بر این، ویژگی‌های موجود شامل تولید واقعی خارجی $(y^{*}_{us,t})$ و تورم خارجی $(P^{*}_{us,t})$ برای مدل آمریکا به عنوان متغیرهای ضعیف برون‌زا درنظر گرفته شده است. این امر باعث می شود که مدل آمریکا کاملا در اقتصاد جهانی ادغام شود. همچنین برون‌زایی ضعیف این متغیرها در مدل ایالات متحده آمریکا مورد آزمایش قرار گرفته که آزمون برون‌زای ضعیف در ادامه نشان داده شده است.

٤-۲. آزمون ریشه واحد

پس از مشخص شدن متغیرهای موجود در مدل‌های مختلف کشوری، خصوصیات متغیرهای داخلی و خارجی و همچنین متغیر جهانی (قیمت نفت) مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

مطالعات فولر و پارک[1] (۱۹۹۵) تست‌های ریشه واحد با آزمون‌های دیکی- فولر متقارن وزنی (WS-ADF)[2] و دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[3] در سطح معناداری ۵ درصد در جدول (۳) پیوست برای متغیرهای داخلی[4] کشورهای منتخب نشان داده شده است. اکثر متغیرها قادر به رد فرضیه صفر مبنی بر نامانایی نیستند. مدل‌سازی با فروض متغیرهای خارجی خاص کشور برون‌زای ضعیف I(1) و پارامترهای مدل‌های فردی با گذشت زمان پایدار هستند، ادامه می‌یابد. برای اجرای اولیه مدل GVAR، هر دو فرض مورد نیاز بوده و اعتبار آن‌ها بررسی شده است.

٤-۳. انتخاب وقفه‌های مدل

مدل‌های هر کشور طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۱ فرموله و تخمین زده می‌شود. مرحله بعد، انتخاب وقفه در مدل VARX* هر کشور است که P_i و q_i به ترتیب وقفه‌های متغیرهای داخلی و خارجی هستند. این وقفه‌ها براساس معیارهای شوارتز[5] و آکائیک[6] انتخاب می‌شوند. حداکثر وقفه برای متغیرهای داخلی و خارجی نباید از ۲ بیشتر شود. برای اکثر کشورها VARX*(2,1) کافی است. مدل‌های خاص هر کشور در فرم بردار تصحیح خطا هستند و سپس براساس رگرسیون کاهش رتبه تخمین زده می‌شوند. مرتبه فضای هم‌انباشتگی براساس اثر یوهانسون[7] محاسبه شده و برای مدل‌های با رگرسیون‌های برون‌زای ضعیف I(1) (در سطح بحرانی ۹۵ درصد) محاسبه شده است. به طور خاص، برای ۱۳ کشور یک رابطه هم‌انباشتگی، برای ۷ کشور دو رابطه و برای ۷ کشور سه رابطه هم‌انباشتگی پیدا شد (جدول (۴) پیوست). نتایج آزمون همبستگی سریالی[8] بین باقیمانده‌ها برای تخمین باقی‌مانده‌ها هر کشور با آزمون F نشان داد که همبستگی سریالی در سطح معنادار ۵ درصد در اکثر معادلات رد می‌شود.

---

1. Dicky, D. & Park, N.
2. Weighted Symmetric Augmented Dickey–Fuller Test
3. Augmented Dickey–Fuller Test

۴. با توجه به طولانی بودن جداول و محدودیت صفحات مقاله همه جداول از جمله ریشه واحد متغیرهای خارجی و جهانی از مقاله حذف شده و چند جدول از جمله جدول ماتریس وزنی خلاصه شده است.

5. Schwarz Crition
6. Akaik Crition
7. Johansson Effect
8. Serial Correlation Test

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

٤-٤. آزمون برون‌زایی ضعیف

همانطور که پیشتر بیان شد، فرض اصلی در استراتژی برآورد ما برون‌زای ضعیف X_{it}^{*} با توجه به پارامترهای بلندمدت مدل شرطی است. حال آزمون رسمی برای بررسی این فرضیه را برای متغیرهای خارجی هر کشور (متغیرهای ستاره‌دار) و قیمت نفت ارائه می‌کنیم. برون‌زایی ضعیف در مطالعه یوهانسن (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران[1] (۱۹۹۸) مورد بحث قرار گرفته است که شامل آزمونی از معنی‌داری توام عبارات تصحیح خطای برآورد شده در معادلات کمکی برای متغیرهای خارجی هر X_{it}^{*} است. به طور ویژه برای هر اندیس ℓام از X_{it}^{*} رگرسیون ارائه شده در رابطه (۱۱) انجام می‌گیرد.

$$\Delta X_{it,\ell}^{*} = a_{i,\ell} + \sum_{i=1}^{ri} \delta_{ij,\ell} ECM_{ij,t-1} + \sum_{K=1}^{si} \phi'_{ik,\ell} \Delta X_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{ni} \psi'_{im,\ell} \Delta \tilde{X}_{i,t-m}^{*} + \eta_{it,\ell} \qquad (11)$$

در رابطه (۱۱) در آن $ECM_{ij,t-1}$ به ازای $j = 1,2,\ldots,r_i$ عبارات تصحیح خطای برآورد شده با توجه به روابط هم‌انباشتگی r_i به دست آمده برای مدل کشور iام بوده و فرمول است. در مورد آمریکا عبارت $(e^{*}_{it} - p^{*}_{it})$ به طور ضمنی شامل ΔX_{it} است. آزمون برای برون‌زایی ضعیف، آزمون F از فرضیه توام است که در رگرسیون بالا $\delta_{ij,l}$ به ازای $j = 1,2,\ldots,r_i$ صفر است. نتایج در جدول (۶) پیوست خلاصه شده است.

نتایج در سطح معناداری ۵ درصد تنها در ۱۱ مورد از ۱۶۰ مورد فرض برون‌زایی ضعیف رد شد که نتیجه بسیار خوبی است. تجمیع کشورهای منطقه یورو در یک مدل واحد می‌تواند مفروضات برون‌زایی ضعیف را که زیربنای مدل‌سازی GVAR است، نقض کند. با این حال، آزمون‌ها نشان می‌دهد متغیرهای خارجی منطقه یورو (به استثنای تورم) را می‌توان به عنوان برون‌زایی ضعیف در نظر گرفت.

1. Harbo, I. & Johansen, S. & Nilsen, B.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

٤-٥. آزمون برای شکست ساختاری

احتمال شکست ساختاری یکی از مشکلات اساسی در مدل‌سازی اقتصاد است که با افزایش حجم نمونه احتمال وقوع آن افزایش می‌یابد و مدل‌های GVAR نیز از این قاعده مستثنی نیست. جدول (۶) پیوست خلاصه‌ای از چندین آزمون آماری برای ارزیابی پایداری ساختار ضرایب برآورد شده و واریانس خطای مدل‌های VECMX خاص هر کشور را گزارش می‌کند. آزمون‌های در نظر گرفته شده عبارتند از: حداکثر جمع تجمعی OLS (آزمون CUSUM) که با PK_{sup} و میانگین مجذور آن با PK_{msq} مشخص شده است (Ploberger and Krämer, 1992). آزمون برای پارامترهای پایداری در مقابل نامانایی که با Nyblom نشان داده شده (Nyblom, 1989) و انواع آزمون‌های متوالی نوع والد[1] از یک تغییر ساختاری یک‌بار در یک نقطه تغییر ناشناخته -به طور خاص- شکل والد از QLR آماری (Quandt, 1960)، آمار MW (Hansen, 1992) و آمار APW (Andrews & Ploberger, 1994). برای همه آزمون‌ها ورژن heteroskedasticity-robust نیز تخمین زده شده است. با توجه به اضافه شدن ۱۸ سال به دوره نمونه مورد استفاده در DdPS و در نتیجه افزایش احتمال وقفه در ساختاری، منطقی است که یک سطح معناداری ۱ درصد را برای اجرای این آزمون‌ها در نظر بگیریم.

استفاده از ورژن robust باعث پایداری بیشتر ضرایب می‌شود. با توجه به نتایج آزمون‌ها در ۸۴ درصد موارد پایداری، ضرایب تایید می‌شود و عدم پایداری بقیه موارد احتمالا شکست واریانس خطا است؛ نه شکست پایداری ضرایب. این نتیجه‌گیری در بسیاری از مطالعات مانند استاک و واتسون[2] (۲۰۰۲)، پرز و دیگران[3] (۲۰۰۴) و کروس و دیگران[4] (۲۰۰۵) اثبات شده است و در این مقاله به آن نمی‌پردازیم.

به طور کلی، شگفت‌آور نیست که شواهدی مبنی بر ناپایداری ساختاری وجود داشته باشد، اما به نظر می‌رسد که این امر بیشتر محدود به واریانس خطا است و مشکل احتمالی تغییر خطای واریانس با استفاده از خطای استاندارد قوی هنگام بررسی اثرات تاثیر متغیرهای

1. Wald
2. Stock, H. & Watson, M.
3. Perez, O. & Artis, J.
4. Krause, H. & Cecchetti, F.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

خارجی و تجزیه و تحلیل پاسخ‌های ضربه‌ای بر پایه بوت استرپ[1] و فاصله اطمینان برطرف می‌شود.

٤-٦. اثرات هم‌زمان متغیرهای خارجی بر مقادیر داخلی آن‌ها

جدول (۷) پیوست اثرات همزمان متغیرهای خارجی را بر مقادیر داخلی آن‌ها برای نسبت‌های t نشان می‌دهد که با استفاده از تخمین زننده واریانس هم واریانسی- سازگار Newey–West [2] محاسبه شده است. این مقادیر را می‌توان به عنوان کشش‌های اثرگذاری بین متغیرهای داخلی و خارجی تفسیر کرد. بیشتر این کشش‌ها همانطور که انتظار می‌رود، معنادار هستند به طوری که اطلاعاتی را در رابطه با پیوندهای بین‌المللی بین متغیرها داخلی و خارجی ارائه می‌دهند. به عنوان مثال، تغییر ۱ درصد تولید واقعی خارجی در سه ماه در منطقه یورو منجر به افزایش ۰/۵۶ درصد تولید واقعی منطقه یورو در همان سه ماه می‌شود. کشش‌های تولید خارجی برای اکثر کشورهای مورد بررسی نیز به طور مشابه به دست می‌آید.

همچنین می‌توانیم کشش بالایی را بین نرخ بهره بلندمدت (ρ^{l} و ρ^{l*}) مشاهده کنیم که می‌تواند بر حرکت‌های به نسبت قوی بین منطقه یورو و بازار اوراق قرضه خارجی دلالت داشته باشد. مهم‌تر از همه، کشش قیمت سهام واقعی، معنادار و در اکثر موارد تقریبا یک است. از این رو، به نظر می‌رسد بازارهای سهام در اکثر کشورها (در ایران تاثیرگذار نیست) نسبت به تغییرات قیمت سهام خارجی بیش از حد واکنش نشان می‌دهند؛ اگرچه میزان این واکنش خیلی طولانی نیست. پیوندهای مالی در اکثر کشورهای مورد مطالعه به احتمال زیاد از طریق سهام و کانال‌های اوراق قرضه بسیار قوی است. در مقابل، تورم کشش به نسبت کمی دارد. به عنوان مثال، برای منطقه یورو میزان کشش تورم خارجی ۰/۳ است که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت قیمت‌های یورو چندان تحت تاثیر تغییر قیمت‌های خارجی نیست. در مورد ایران نیز با توجه به کشش تورم خارجی این مطلب صادق است. به طور کلی به دلیل کشش کم متغیرهای خارجی ایران، متغیرهای خارجی تاثیری بر متغیرهای داخلی مربوطه ندارد.

1. Bootstrap
2. Newey–West heteroskedasticity and autocorrelation consistent variance estimator.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

٤-٧. میانگین همبستگی مقطعی دوطرفه[1]

یکی از مفروضات کلیدی رویکرد GVAR، شوک‌های منحصربه فرد[2] کشورهاست که باید به طور مقطعی وابسته ضعیف باشند. بنابراین $Cov(x^*_{it}, u_{it}) \rightarrow 0$, with $N \rightarrow \infty$ و در نتیجه برون‌زا بودن متغیرهای خارجی تضمین می‌شود. برای تشخیص میزان تاثیر متغیرهای خارجی خاص کشور در کاهش همبستگی مقطعی متغیرها در مدل GVAR، میانگین همبستگی مقطعی دو طرفه برای تفاضل‌های مرتبه اول متغیرهای درون‌زا و باقی‌مانده مربوط به هر کشور در مدل $VECM^*$ برای دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۰ محاسبه شده است. نتایج برای تمامی متغیرها در جدول (۸) پیوست آورده شده است.

همانطور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود قیمت سهام بیشترین همبستگی مقطعی را بین متغیرها دارد (بجز ایران که رابطه عکس دارد)که در تفاضل مرتبه اول بین ۴۱ تا ۶۳ درصد است. پس از آن نرخ بهره بلندمدت، نرخ ارز، تولید واقعی، نرخ بهره کوتاه‌مدت و سرانجام تورم قرار دارد. به طور کلی، شواهد قابل توجهی از همبستگی متقابل کشورها برای متغیرهای موجود در مدل GVAR وجود دارد؛ حتی هنگامی که با تفاضل مرتبه اول مانا شده‌اند.

نشان دادن همبستگی مقطعی باقیمانده مدل $VECMX^*$ (شامل متغیرهای داخلی و خارجی ستاره‌دار) بسیار جالب توجه است و بجز متغیر نرخ ارز واقعی، بقیه متغیرها، همبستگی بسیار کمی دارند و یا مستقل هستند؛ به خصوص در مورد بازار اوراق و سهام که همبستگی مقطعی باقیمانده بین ۱۱- و ۹ درصد است. این مدل به وضوح موفق به نشان دادن اثرات مشترک بازار اوراق و سهام شده است.

به طور کلی، نتایج همبستگی مقطعی نشان‌دهنده اهمیت متغیرهای خاص هرکشور در رابطه با اغلب وابستگی‌های مهم در میان متغیرهای کلان اقتصادی است. این نتایج، یک آزمون آماری رسمی از اهمیت متغیرهای خارجی در مدل GVAR تشکیل نمی‌دهد، اما نشانگر مهمی از سودمندی آن‌ها در مدل‌سازی وابستگی‌های جهانی است. نتایج همچنین نشان می‌دهد زمانی که مدل‌های خاص هر کشور مشروط به متغیرهای خارجی فرموله می‌شوند، همبستگی کمی در سراسر شوک‌ها از مناطق مختلف باقی می‌ماند.

---

1. Average Pairwise Cross-section Correlations
2. Idiosyncratic

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

٤-٨. توابع واکنش ضربه‌ای (GIRs)[1]

برای بررسی ویژگی‌های پویای مدل جهانی و ارزیابی زمان اثرات شوک‌های مختص هر متغیر بین کشورها، پیامدهای دو شوک ارائه شده است: ۱- شوک مثبت به GDP آمریکا و ۲- شوک مثبت به GDP چین. برای بررسی اثرات این شوک‌ها از توابع واکنش ضربه‌ای که توسط کپ و همکاران[2] (۱۹۹۶) معرفی شد و توسط پسران و شین[3] (۱۹۹۸) برای مدل‌های تصحیح خطا توسعه یافته، استفاده شده است.

GIRs جایگزینی برای توابع واکنش متعامد (OIR)[4] است. رویکرد OIR نیاز دارد که پاسخ‌های ضربه را با توجه به مجموعه‌ای از شوک‌های متعامد محاسبه کند در حالی که رویکرد GIRF[5] شوک‌های مربوط به خطاهای فردی و تجمیع اثرات دیگر شوک‌ها با استفاده از توزیع مشاهده شده همه شوک‌ها بدون هیچ‌گونه تعامدی را محاسبه می‌کند. GIRF اطلاعات مفیدی را در رابطه با تغییرات متغیرها ارائه می‌دهد. رویکرد GIRF نمی‌تواند اطلاعاتی در مورد دلایل تغییرات ارائه دهد، اما می‌تواند درباره پویایی انتقال شوک‌ها کاملا آموزنده باشد.

راه‌حل ارائه شده توسط مدل GVAR در معادله (۱) را درنظر بگیرید. GIRF براساس آن به صورت رابطه (۱۲) تعریف می‌شود.

$$GIRF\left(X_{ti}u_{i\ell t,}n\right)=E(X_{t+n}|u_{i\ell t}=\sqrt{\sigma_{ii,\ell\ell}},\tau_{t-1})-E(X_{t+n}|\tau_{t-1}) \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، τ_{t-1} مجموعه اطلاعات مربوط به زمان t-1 است و $\sigma_{ii,\ell\ell}$ قطر اصلی ماتریس واریانس کوواریانس $\sum_u$ مربوط به معادله ℓام در iامین کشور و n افقی است. بدین ترتیب که GIRFهای یک واحد(یک خطای استاندارد) شوک در زمان t در معادله ℓام در مدل فوق بر روی متغیر jاُم در زمان t+n با فرض jاُمین عنصر از رابطه (۱۳) می باشند:

1. Generalized Impulse Response
2. Koop, et al.
3. Pesaran, M. & Shin, D.
4. Orthogonalized Impulse Responses
5. Generalized Impulse Response Functions

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

$$GIRF\left(X_{ti,}u_{i\ell t,}n\right)=\frac{e_j'A_nG_0^{-1}\sum_u e_\ell}{\sqrt{e_\ell'\sum_u e_\ell}},n=0,1,2,\dots;\ell,j=1,2,\dots,k, \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)، $e_\ell=(0,0,\dots,0,1,0,\dots,0)$ یک بردار منتخب از شوک‌های هر کشور است.

نمودارهایی که در ادامه ارائه شده است با بوت استرپ تخمین‌های GIRs در فاصله اطمینان ۹۰ درصد است. شکل‌ها نشان می‌دهند که GIRs با سرعت مناسب حل می‌شوند و نشان از پایداری مدل دارد.

٤-٨-١. پاسخ شوک GDP

با توجه به مطالعات پیشین و یافته‌های این مقاله، فقط شوک سه کشور/ منطقه بر سایر کشورهای جهان تاثیرگذار است و شوک بقیه کشورها تاثیری بر سایر کشورها ندارد؛ حتی شوک منطقه اروپا که اقتصاد بزرگی محسوب می‌شود. این شوک‌ها عبارتند از شوک به متغیرهای کلان اقتصادی آمریکا، چین و شوک همزمان به همه کشورها.

نرم‌افزار متلب[1] به صورت پیش‌فرض، شوک‌ها را به اندازه یک خطای استاندارد در نظر می‌گیرد و با توجه به آن، پاسخ نیز به اندازه یک خطای استاندارد است. در این مقاله برای درک بهتر شوک‌ها، اندازه آن‌ها به درصد تبدیل شده است، اما زمانی که این شوک به درصد تبدیل شده، بوت‌استرپ‌ها از نمودار حذف شده‌اند و معناداری شوک‌ها در متن بیان می‌شود.

٤-٨-١-١. شوک منفی GDP آمریکا، چین و شوک جهانی بر GDP همه کشورهای منتخب

نمودار (۱) شوک‌های منفی GDP آمریکا، چین و شوک منفی جهانی GDP را بر همه کشورهای منتخب نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که کاهش GDP آمریکا و چین به طور متوسط باعث کاهش ۰/۲ و ۰/۴ درصد GDP جهانی در سال اول می‌شود. تاثیر شوک منفی جهانی به اندازه یک خطای استاندارد به طور متوسط در سال اول ۰/۹ درصد

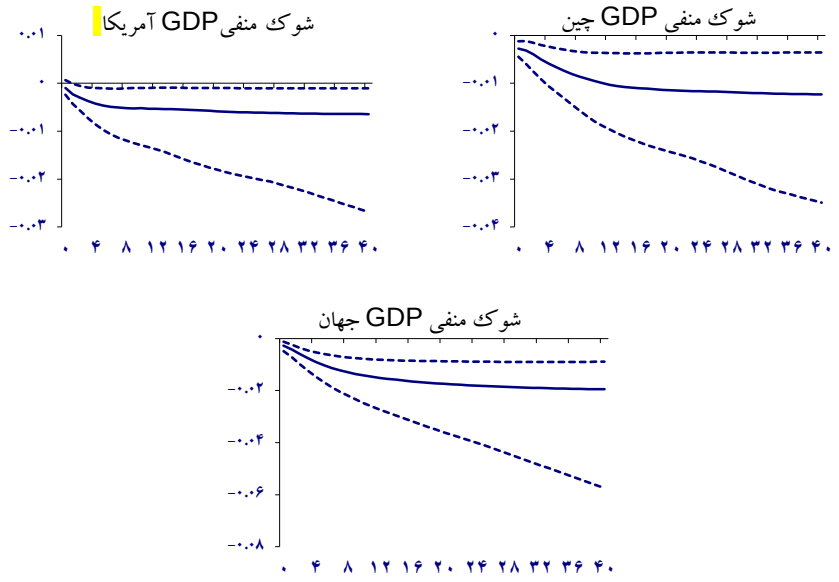
1. Matlab

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

GDP جهان را کاهش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که در سال اول شوک منفی به اندازه یک انحراف از معیار چین دو برابر شوک مشابه آمریکا بر GDP تاثیرگذار است. اثر این شوک‌ها تقریبا بعد از سه سال ثابت می‌شود.

نمودار ۱. پاسخ شوک منفی GDP آمریکا، چین و شوک جهانی بر GDP همه کشورهای منتخب



ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٨-١-٢. تاثیر شوک‌های GDP بر قیمت نفت

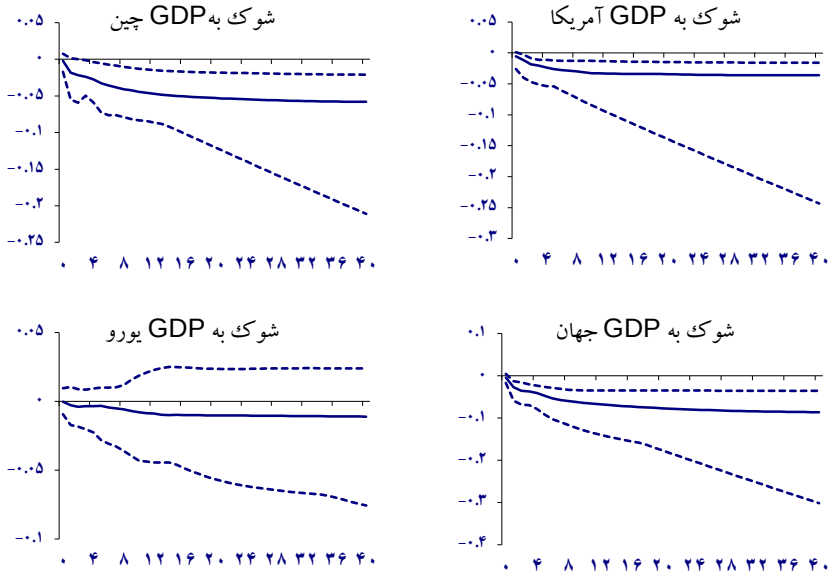
تا قبل از تشدید تحریم‌های نفتی، یعنی قبل از سال ۱۳۹۸سهم قابل‌ملاحظه‌ای از درآمدهای ایران وابسته به درآمدهای نفتی بوده و بروز شوک‌های منفی قیمتی نفت تاثیر فراوانی بر متغیرهای کلان اقتصادی داشت که از تاثیرات آن می‌توان به کاهش مخارج عمرانی و افزایش نقدینگی اشاره کرد (محمدی و براتزاده، ۱۳۹۲). با وجود اعمال تحریم‌های شدید نفتی برای بودجه سال ۱۳۹۹، فروش روزانه یک میلیون بشکه نفت پیش‌بینی شده است که نشان از اثرگذاری شوک منفی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد. از این رو در این قسمت به بررسی اثر کاهش GDP سه اقتصاد بزرگ چین، آمریکا و منطقه یورو بر قیمت نفت پرداخته می‌شود.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

نمودار (۲) پاسخ شوک‌های منفی GDP آمریکا، چین، یورو و جهان را به اندازه یک خطای استاندارد بر قیمت جهانی نفت نشان می‌دهد. شوک منفی به GDP جهان بین یک تا دو درصد در سال اول باعث کاهش قیمت نفت می‌شود. شوک منفی GDP چین باعث کاهش قیمت نفت حدود ۲ درصد بعد از دو فصل می‌شود. شوک منفی GDP آمریکا در سال اول تقریبا بین ۰/۰۱ تا ۱ درصد باعث کاهش قیمت نفت می‌شود، اما شوک GDP منطقه یورو هیچ تاثیری بر قیمت نفت ندارد. با توجه به نتایج و کاهش تولید در سطح جهان، کاهش قیمت نفت بعد از هر شوک بر GDP چین، آمریکا و جهان بسیار محتمل بوده و اثر این شوک منفی تا دو سال بر قیمت نفت تاثیرگذار است.

نمودار ۲. پاسخ شوک‌های تولید ناخالص کشورهای منتخب بر قیمت جهانی نفت



ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٨-١-٣. تاثیر شوک مثبت GDP چین بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران

نمودار (۳) پاسخ شوک مثبت GDP چین را با توجه به وزن‌های تجاری ۲۰۱۹ بر کشورهای منتخب نشان می‌دهد. یک درصد شوک مثبت GDP چین بر همه کشورهای منتخب، تاثیر مثبت گذاشته است که با توجه به ماتریس وزنی (جدول (۱) پیوست) دلیل آن می‌تواند سهم

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

بالای تجارت چین با این کشورها باشد. این موضوع می‌تواند اثر مثبت و منفی برکشورها داشته باشد. هنگامی که رشد اقتصادی چین افزایش می‌یابد، دارای تاثیر مثبت بر رشد سایر کشورهاست و اگر اقتصاد چین دچار رکود شود، کشورهای منتخب به اندازه اثرپذیری که از اقتصاد این کشور دارند، می‌توانند تحت تاثیر قرار گیرند.

مطابق نمودار (۳) با افزایش یک درصد GDP چین، تولید ناخالص داخلی ایران با یک دوره وقفه حدود ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد در حالی که برای دیگر کشورها اثرپذیری از اقتصاد چین بیشتر است. به طور مثال، با افزایش یک درصدی GDP چین، تولید ناخالص داخلی ترکیه بلافاصله ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد و پس از ۴ دوره باعث افزایش ۰/۶ درصدی GDP این کشور می‌شود. بنابراین، می‌توان محاسبه کرد که رشد اقتصادی چین می‌تواند بلافاصله منجر به افزایش ۱/۵ درصدی GDP ترکیه شود.

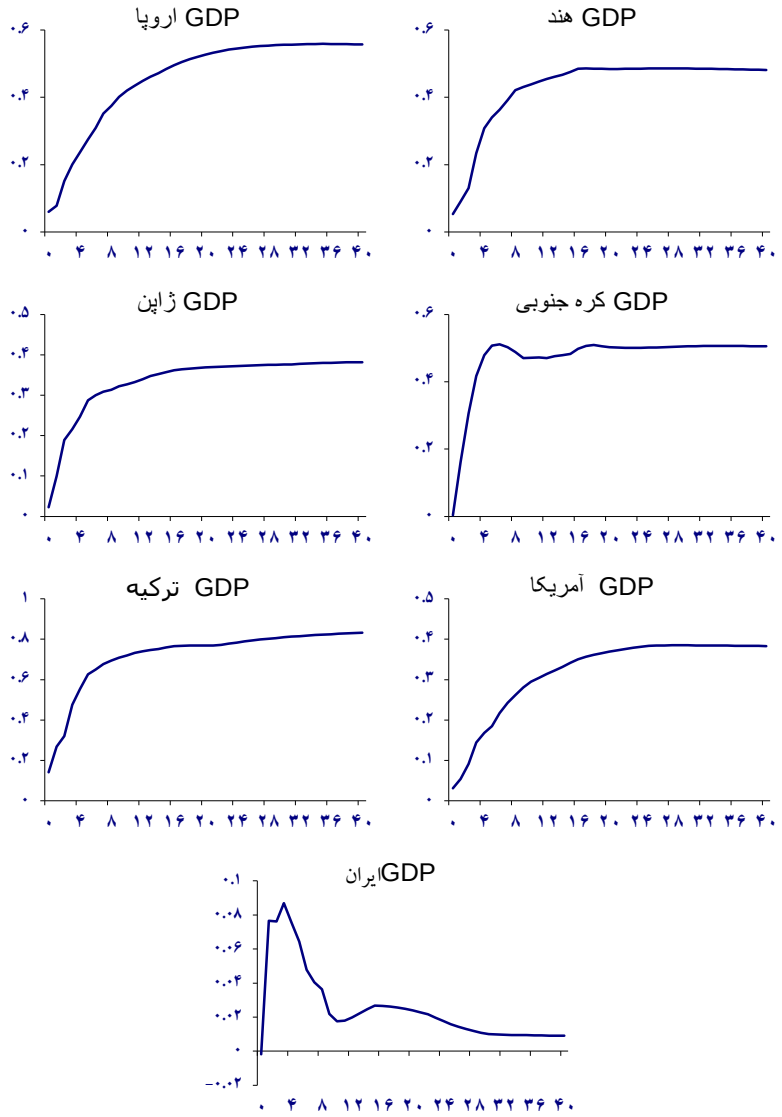
نمودار (۴) بررسی شوک GDP چین بر اقتصاد ایران را در دو مقطع زمانی ۱۹۹۰ و ۲۰۱۹ میلادی نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار مشاهده می‌شود شوک مثبت GDP چین بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم در سال ۲۰۱۹ به طور مستقیم اثرگذار است که این شوک در دوره اول باعث افزایش ۱/۲ درصدی تورم می‌شود در حالی که برای سال ۱۹۹۰ -با توجه به فاصله اطمینان بوت‌استرپ‌ها- معنادار نیست؛ بنابراین، اثری نداشته است. به نظر می‌رسد دلیل اثرگذاری این شوک بر تورم، بالا بودن تجارت ایران و چین است که با شوک مثبت بر GDP چین، تقاضا برای مواد اولیه افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه صادرات ایران به چین بیشتر مواد اولیه و خام است به تبع آن تقاضا برای مواد خام در ایران هم افزایش می‌یابد که از طریق افزایش هزینه‌ها از سمت عرضه به افزایش تورم منجر می‌شود. همچنین با افزایش رشد اقتصادی در چین، یوآن تقویت شده که باعث افزایش هزینه وارداتی از چین شده و قیمت کالا در داخل ایران افزایش می‌یابد. در مورد نرخ بهره در هر دو دوره، شوک GDP چین اثری بر نرخ بهره ایران ندارد.

همانطور که در بخش تعاملات تجاری نشان داده شد، میزان تبادلات ایران و چین در سال ۱۹۹۰ میلادی، ۶ درصد بوده و در سال ۲۰۱۹ به ۴۷ درصد رسیده است.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

نمودار ۳. پاسخ شوک‌های یک درصد شوک مثبت تولید ناخالص داخلی چین بر تولید ناخالص کشورهای منتخب

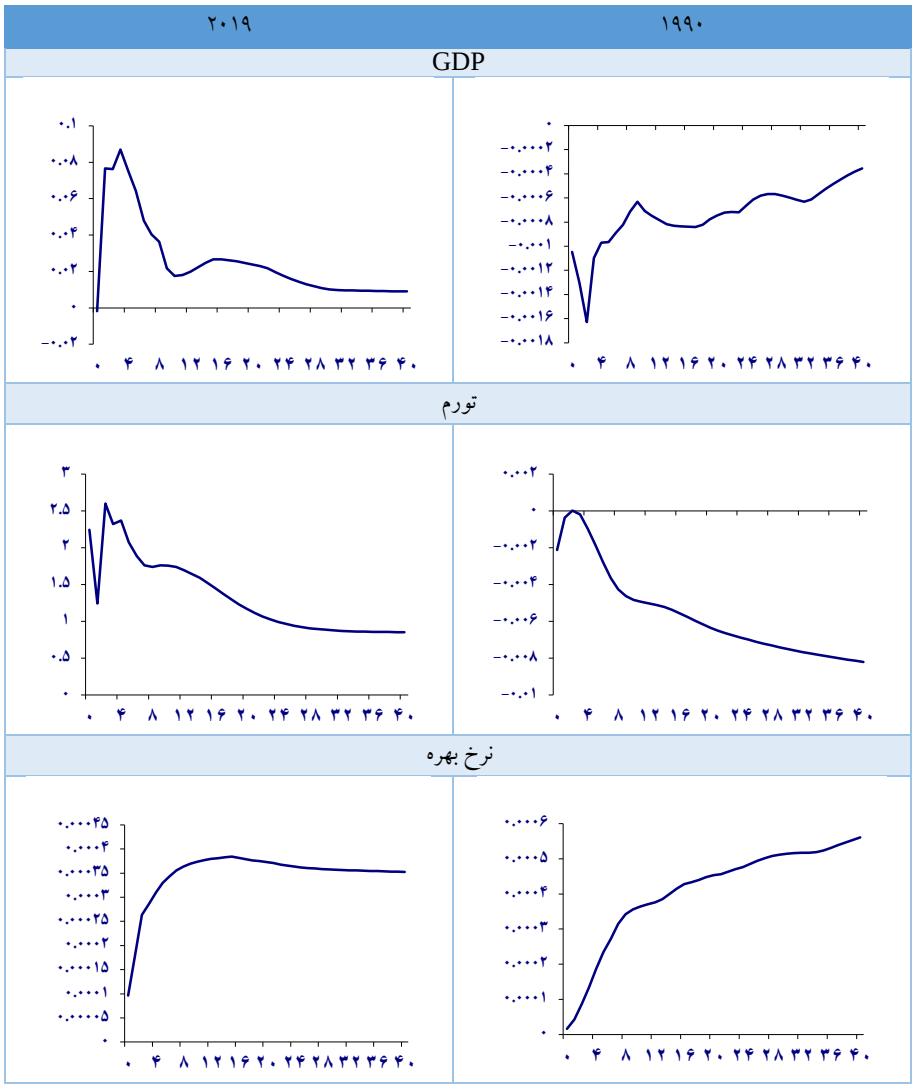


ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

نمودار ٤. پاسخ شوک مثبت GDP یک درصدی چین بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در دو دوره ۱۹۹۰ و ۲۰۱۹



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

تجزیه و تحلیل سیاست‌های کلان اقتصادی و مدیریت ریسک، مستلزم توجه به افزایش وابستگی‌های متقابل بین بازارها و اقتصادها است. موضوعات اقتصادی ملی باید از دیدگاه

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جهانی و داخلی مورد توجه قرار گیرد. به عبارت دیگر، باید کانال های مختلف انتقال شوک و اثرات سرریز مورد توجه قرارگیرد. البته طبق یافته‌های پسران و دیگران (۲۰۰۷)، انتقال شوک‌ها فقط از طریق تجارت نیست، بلکه از طریق اثرات سرریز متغیرهای مالی نیز امکان‌پذیر است.

این مقاله به دنبال بررسی تاثیر شوک‌های ناشی از روابط تجاری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران است و اینکه این شوک تا چه حد بر متغیرها تاثیرگذار است. برای انجام این کار ابتدا شوک کشورهایی که بر GDP جهان تاثیرگذار است، شناسایی و مشخص شد که شوک دو کشور آمریکا و چین می‌توانند بر GDP جهان تاثیر داشته باشد و شوک مثبت یک درصدی بر GDP چین، دو برابر شوک مشابه بر GDP آمریکا تاثیر دارد، اما شوک سایر کشورها/ مناطق –حتی منطقه اروپا– بر متغیرهای سایر کشورها اثرگذار نیست. در مرحله بعد از آنجا که بحران‌های اقتصادی بر قیمت نفت تاثیرگذارند و قیمت نفت تاثیر مستقیم بر اقتصاد ایران دارد، تاثیر شوک GDP کشورهایی که بر قیمت نفت تاثیرگذارند، مشخص شد و فقط شوک دو کشور آمریکا و چین بر قیمت نفت اثرگذار هستند.

شوک منفی به GDP جهان با فرض ثبات سایر شرایط به اندازه یک استاندارد خطا حدود ۳/۵ درصد و بعد از سه سال ثابت خواهد ماند. شوک منفی GDP چین باعث کاهش قیمت نفت حدود ۲ در صد شده و این اثر بعد از ۸ فصل ثابت خواهد ماند. شوک منفی GDP آمریکا بعد از سه سال ثابت و باعث کاهش قیمت نفت می‌شود، اما شوک GDP منطقه یورو هیچ تاثیری بر قیمت نفت ندارد. بنابراین، شوک بر GDP آمریکا و چین می‌تواند از طریق افزایش یا کاهش درآمدهای نفتی، اقتصاد ایران را تحت تاثیر قرار دهد. در انتها به بررسی اثر شوک GDP چین به عنوان بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران با فرض ثبات سایر شرایط بر کشورهای منتخب و متغیرهای کلان اقتصاد ایران در دو دوره ۱۹۹۰ و ۲۰۱۹ پرداخته شد.

نتایج نشان داد که در بین کشورهای مورد بررسی، ایران کمترین تاثیر را از اقتصاد چین می‌پذیرد؛ در حالی که ترکیه دارای بیشترین اثرپذیری از اقتصاد چین است. شوک مثبت به GDP چین با توجه به وزن‌های تجاری سال ۲۰۱۹ بر متغیرهای تورم و GDP ایران اثرگذار است و یک درصد افزایش GDP چین باعث افزایش ۰/۰۸ درصدی GDP و ۱/۲ درصدی تورم پس از یک دوره می‌شود، اما بر نرخ بهره اثرگذار نیست. به نظر می‌رسد دلیل

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

اثرگذاری این شوک بر تورم، بالا بودن تجارت ایران و چین است که با شوک مثبت بر GDP چین، تقاضا برای مواد اولیه افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه صادرات ایران به چین بیشتر مواد اولیه و خام است که به تبع آن تقاضا برای مواد خام در ایران افزایش می‌یابد که باعث رشد اقتصادی ایران می‌شود، اما با توجه به نوع صادرات ایران که با فناوری‌های پایین است، افزایش هزینه‌ها از سمت عرضه به افزایش تورم منجر می‌شود. علاوه بر این، با افزایش رشد اقتصادی در چین، یوآن تقویت شده که باعث افزایش هزینه وارداتی از چین شده و عملا قیمت کالا در داخل ایران افزایش می‌یابد. افزایش شوک مثبت به GDP چین با توجه به وزن‌های تجاری سال ۱۹۹۰ میلادی تاثیری بر متغیرهای اقتصاد ایران ندارد.

با توجه به بوت‌استرپ‌های تخمین، اثر مثبت شوک چین بعد از ۴ فصل بر اقتصاد ایران اثرگذار است؛ یعنی رشد اقتصادی چین با یک سال تاخیر بر رشد اقتصادی و تورم ایران اثر می‌گذارد. این شوک با فرض ثبات سایر شرایط در اقتصاد ایران پایدار می‌ماند.

اثر زمانی شوک یک درصدی مثبت GDP چین برای سایر کشورها متفاوت است؛ به عنوان مثال، برای منطقه یورو بلافاصله باعث افزایش GDP می‌شود، اما اثر آن پس از ۸ فصل از بین می‌رود. شوک آمریکا هم به دلیل مبادلات کم تجاری در هر دو دوره اثری بر متغیرهای اقتصاد ایران ندارد.

مشابه یافته‌های پسران و دیگران (۲۰۱۲) که چین در بحران سال ۲۰۰۸ میلادی تاثیر مثبتی بر چرخه‌های تجاری آمریکای لاتین گذاشته است و کاهش رشد چین می‌تواند باعث بی‌ثبات سازی این منطقه شود، اقتصاد ایران نیز به دلیل ایزوله بودن آن از شوک‌های جهانی و شوک کشورهای دیگر تاثیرپذیری کمی دارد و در صورت وقوع بحران و رکود جهانی می‌تواند نکته مثبتی باشد؛ این در حالی است که از شوک‌های مثبت نیز که می‌تواند باعث رونق و بهبود رشد اقتصادی شود، بی‌بهره می‌ماند.

برای کاهش ریسک شوک ناشی از مبادلات تجاری، ایران باید تجارت با کشورهای مختلف را افزایش دهد و پیوندهای تجاری با کشورهای مختلف از جمله کشورهایی که مسیر رشد بلندمدت بالاتری را طی می‌کنند، برقرار کند.

نرخ رشد اقتصادی در کشورها با بازتر شدن اقتصاد، تنوع بیشتر کالاهای صادراتی و وارداتی و تنوع شرکای تجاری افزایش می‌یابد. کشورهای در حال توسعه می‌توانند با استفاده از پیوندهای تجاری، سطح پایین عمق مالی، سطح بالای تورم و سطح پایین سرمایه

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

انسـانی را جبران کنند. بنابراین، گسـترش پیوندهای تجاری از طریق توافق‌نامه‌های تجاری چندجانبه و افزایش شرکای تجاری به خصوص برای کشورهای در حال توسعه مانند ایران توصیه می‌شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Morteza Khorsandi http://orcid.org/0000-0003-3398-4782
Teymor Mohammadi http://orcid.org/0000-0003-4394-774x
Hamidreza Arbab http://orcid.org/0000-0001-7320-2277
Emadoddin Sakhaei http://orcid.org/0000-0001-7016-050x

منابع

یزدانی، مهدی و اسماعیلی، علی. (۱۳۹۵). تعامل جریان‌های تجاری و نشر بحران‌های مالی در کشورهای نوظهور: رویکرد معادلات هم‌زمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳ (۷۰)، ۱۷۳-۱۳۳

محمدی، حسین و برات‌زاده، امین. (۱۳۹۲). تاثیر شوک‌های حاصل از کاهش درآمد نفت بر مخارج دولت و نقدینگی در ایران. *اقتصاد انرژی ایران*، ۲ (۷)، ۱۴۵-۱۲۹.

References

Bussière, M., Chudik, A., & Sestieri, G. (2009). Modelling global trade flows: results from a GVAR model. ECB Working Paper, 1087, Available at http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1456883

Çakı r, M. Y., & Kabundi, A. (2013). Trade shocks from BRIC to South Africa: A global VAR analysis. *Economic modelling*, *32*, 190-202

Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., Xu, T., & Chang, R. (2012). China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America [with Comment]. *Economía*, *12(2)*, 1-75.

Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the global transmission of the 2007–2009 financial crisis in a GVAR model. *European Economic Review*, *55(3)*, 325-339.

Dees, S., Holly, S., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Long run macroeconomic relations in the global economy. Economics: The Open-Access, *Open-Assessment E-Journal*, *1(5)*, 1-29.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

Dees, S., Mauro, F. D., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis. *Journal of applied econometrics*, *22(1)*, 1-38.

Di Mauro, F., & Pesaran, M. H. (Eds.). (2013). The GVAR handbook: Structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis. OUP Oxford.

Garratt, A., Lee, K., & Shields, K. (2016). Forecasting global recessions in a GVAR model of actual and expected output. *International Journal of Forecasting*, *32(2)*, 374-390.

Krugman, P., & Lawrence, R. (1993). Trade, jobs, and wages (No. w4478). National Bureau of Economic Research.

Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy: A counterfactual analysis. *Energy Economics*, *59*, 382-399

Osorio, C., & Unsal, D. F. (2013). Inflation dynamics in Asia: Causes, changes, and spillovers from China. *Journal of Asian Economics*, *24*, 26-40.

Vargas, M. M., & Hess, D. (2019). The Caribbean and its linkages with the world: A GVAR model approach. International Monetary Fund.

Yazdani M., Esmaili, A. (2012). Dererminaats of bonanza episodes and related effects on financial crises in emerging market conutries. *International Journal of Business and Development Studies*, *4(1)*, 63-86. [In Persian]

Mohammadi, Hossin. & Baratzadeh, Amin. (2012). The Effect of oil revenue shocks on government expenditure and liquidity in iran economy. *Journal of Iran Energy Economics*,*7*, 129-145. [In Persian]

استناد به این مقاله: خرسندی، مرتضی، محمدی، تیمور، ارباب، حمیدرضا، سخایی، عمادالدین. (۱۴۰۱). آثار شوک‌های اقتصادی خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۱)، ۹-۵۰.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4. 0 International License.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

پیوست

جدول ۱. ماتریس وزنی کشورهای منتخب

کشور	چین	منطقه یورو	هند	ایران	ژاپن	کره	ترکیه	آمریکا
چین	۰/۰۰۰	۰/۱۶۳	۰/۱۶۶	۰/۳۹۴	۰/۲۷۲	۰/۳۰۷	۰/۱۲۷	۰/۱۸۶
منطقه یورو	۰/۱۵۴	۰/۰۰۰	۰/۱۵۶	۰/۱۴۵	۰/۰۹۹	۰/۰۹۰	۰/۴۳۶	۰/۱۴۸
هند	۰/۰۲۸	۰/۰۲۵	۰/۰۰۰	۰/۱۰۶	۰/۰۱۳	۰/۰۲۳	۰/۰۳۱	۰/۰۲۱
ایران	۰/۰۱۵	۰/۰۰۵	۰/۰۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	۰/۰۴۹	۰/۰۰۰
ژاپن	۰/۱۱۲	۰/۰۴۰	۰/۰۳۴	۰/۰۱۵	۰/۰۰۰	۰/۱۰۵	۰/۰۱۷	۰/۰۶۲
کره	۰/۱۰۷	۰/۰۲۵	۰/۰۴۰	۰/۱۰۰	۰/۰۷۳	۰/۰۰۰	۰/۰۳۴	۰/۰۳۶
ترکیه	۰/۰۰۸	۰/۰۴۳	۰/۰۱۴	۰/۱۰۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶
آمریکا	۰/۲۱۲	۰/۱۸۲	۰/۱۴۷	۰/۰۰۵	۰/۱۹۲	۰/۱۵۵	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰
سایر کشورها	۰/۳۶۴	۰/۷۱۵	۰/۳۴۴	۰/۱۲۷	۰/۳۷۴	۰/۲۹۷	۰/۲۲۳	۰/۵۴۱

*به دلیل تعداد زیاد کشورها و محدودیت صفحات، ماتریس وزنی کشورهای شریک تجاری ایران به اضافه آمریکا نشان داده شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ۲. وقفه‌های بهینه و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

کشور	p	q	تعداد بردار هم‌انباشتگی
آرژانتین	۲	۱	۲
استرالیا	۱	۱	۴
برزیل	۱	۱	۱
کانادا	۲	۱	۴
چین	۲	۱	۱
شیلی	۱	۱	۴
منطقه یورو	۱	۱	۲
هند	۱	۱	۳
اندونزی	۲	۱	۳
ایران	۱	۱	۱
ژاپن	۲	۱	۳
کره جنوبی	۱	۱	۴
مالزی	۱	۱	۴
مکزیک	۲	۱	۲
نروژ	۲	۱	۴
نیوزلند	۲	۱	۴
پرو	۲	۱	۳
فیلیپین	۲	۱	۱
آفریقای جنوبی	۱	۱	۱
عربستان	۲	۱	۱
سنگاپور	۲	۱	۲
سوئد	۲	۱	۳
سوئیس	۲	۱	۳
تایلند	۱	۱	۳
ترکیه	۱	۱	۱
انگلستان	۱	۱	۱
آمریکا	۲	۱	۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ۳. ریشه واحد متغیرهای داخلی

متغیرهای داخلی	Dy	DDp	Deq	$De-p$	$D\rho^s$	$D\rho^l$
	ADF	ADF	ADF	ADF	ADF	ADF
	-۲/۸۹	-۲/۸۹	-۲/۸۹	-۲/۸۹	-۲/۸۹	-۲/۸۹
آرژانتین	-٤/۹۸	-۸/۰۱	-٦/۷۳	-٥/۲۳	-۱۰/۳۰	
استرالیا	-٦/٤۰	-۸/٦۲	-٦/۲۰	-۷/٤۷	-٥/۲۰	-٦/۳
برزیل	-٥/٦۳	-۱۰/۸۰		-۷/۳۷	-۱۰/۱۸	
کانادا	-٥/۳۳	-۱۰/۲۲	-۷/۷۱	-۷/۲۰	-٥/۱٥	-۷/٦۳
چین	-۳/۰٦	-۸/٦۸		-۸/۲۲	-٦/۹٥	
شیلی	-٥/۹٦	-۷/۳۸	-٥/۷۳	-۷/۳٥	-۷/٦۹	
منطقه یورو	-٤/۸٤	-۱۲/۲٥	-۷/۲٤	-۷/۸٤	-٥/۱٥	-٦/۹٤
هند	-۷/۹۷	-۹/٥۸	-۷/۹۳	-٦/۹٦	-۷/۰۱	
اندونزی	-٥/۸۷	-۸/۰۰		-۸/۰۰	-٥/۲۱	
ایران	-٤/۲٦	-۸/٤۹	۳/٤۱	-٥/۷۷	-۳/۲۷	-۷/٥٥
ژاپن	-۷/۰۷	-۱۳/٦۸	-۷/۲۰	-۷/۸۰	-٤/٥٤	-۸/٦۷
کره جنوبی	-٥/۸۱	-۱۳/۲۲	-٦/۷٤	-۷/٥۸	-۹/۷۲	-۸/۹۲
مالزی	-٥/۷٤	-۸/۸۲	-٦/۹۷	-۷/۸۹	-٥/٥۸	
مکزیک	-٦/٤٦	-۱۳/۰٤		-۷/٦۲	-٥/۹٦	
نروژ	-۹/۲٥	-۱۱/۸۸	-٥/۳٦	-۷/٥۲	-۸/۷۷	-۷/٦۱
نیوزلند	-٤/۰٤	-۱۱/٦۲	-٦/۱۹	-۷/٤٥	-٦/۹٥	-۷/۸۷
پرو	-٥/٤٤	-۱٤/۹۳		-۷/٦۷	-٦/۱۷	
فیلیپین	-٤/٥٦	-۸/۸۰	-۷/۷۱	-۷/٦۳	-۷/۷٦	
آفریقای جنوبی	-٤/٤٥	-۸/٤۷	-۷/۰۳	-٦/۹۱	-۷/۰۱	-۸/۹۱
عربستان	-۳/۷٤	-۱۲/۱۹		-۷/٤۷		
سنگاپور	-٦/٥۱	-۱۰/۲٥	-۷/٤۰	-٦/٥۲	-۷/۰٤	
سوئد	-٥/۸٤	-۷/٦۰	-٤/۷۱	-۷/۷۱	-٦/۰۱	-٦/٦
سوئیس	-۸/٥۰	-۸/۲٤	-٦/٦٤	-۷/٦۷	-٦/٦۱	-۷/۸
تایلند	-۷/۰٥	-۸/۰۲	-٥/٤٦	-۷/٥٤	-۷/٤٤	
ترکیه	-۷/۰٥	-۱۱/۹٤		-۸/۱٦	-۹/۱۲	
انگلستان	-٤/۲۷	-۸/٥۲	-۷/۰۳	-۸/۰۸	-٤/۹۰	-۷/۹٥
آمریکا	-٤/۷۰	-۱۰/۳۰	-٦/۳۸		-٤/٤٦	-۸/۲۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ٤. آزمون متغیر برون‌زایی ضعیف برای متغیرهای خارجی

کشور	F test	ناحیه	y^*_{it}	$P^*_{i,t}$	$eq^*_{i,t}$	$e^*_{i.t_*}$	$\rho^{*s}_{i,t}$	$\rho^{*l}_{i,t}$	P^0_t
آرژانتین	F(۲,۹۱)	۳/۱۰	۱/۰۸	۱/۹۷	۰/۱۰	–	۳/۱۵*	۰/۹۴	۲/۶۹
استرالیا	F(٤,۸۸)	۲/۴۸	۰/۶۰	۱/۲۱	۰/۲۰	–	۱/۱۸	۲/۵۹*	۰/۸۱
برزیل	F(۱,۹۳)	۳/۹۴	۰/۰۲	۲/۰۹	۰/۱۳	–	۹/۷۶	۰/۰۴	۲/۵۳
کانادا	F(٤,۸۸)	۲/۴۸	۱/۶۱	۳/۰۵	۱/۷۰	–	۰/۱۶	۱/۴۳	۱/۸۰
چین	F(۱,۸۸)	۳/۹۵	۰/۰۱	۰/۱۴	۳/۲۶	–	۰/۱۴	۰/۰۵	۱/۰۴
شیلی	F(٤,۸۹)	۲/۴۷	۲/۰۵	۰/۵۸	۱/۰۲	–	۲/۸۵*	۰/۸۰	۰/۸۶
یورومنطقه	F(۲,۹۰)	۳/۱۰	۰/۱۶	۳/۸۹*	۱/۵۵	–	۰/۷۵	۰/۵۰	۱/۹۰
هند	F(۳,۸۹)	۲/۷۱	۰/۸۳	۰/۳۹	۳/۶۵*	–	۲/۳۴	۰/۵۲	۰/۰۶
اندونزی	F(۳,۹۱)	۲/۷۰	۲/۲۰	۰/۹۸	۱/۶۷	–	۱/۳۹	۳/۱۰*	۱/۷۹
ایران	F(۱,۹۱)	۳/۹۵	۰/۵۵	۰/۲۷	۶/۱۱*	–	۰/۰۹	۲/۲۷	۰/۲۷
ژاپن	F(۳,۸۹)	۲/۷۱	۲/۲۸	۰/۲۷	۱/۰۸	–	۱/۱۶	۰/۷۱	۰/۱۵
کره	F(٤,۸۸)	۲/۴۸	۲/۲۱	۰/۸۴	۱/۹۸	–	۱/۱۰	۰/۶۰	۰/۴۴
مالزی	F(٤,۸۹)	۲/۴۷	۲/۲۰	۱/۲۸	۲/۶۰*	–	۲/۶۲	۰/۲۹	۲/۲۵
مکزیک	F(۲,۹۲)	۳/۱۰	۱/۰۳	۰/۳۲	۱/۰۳	–	۲/۱۹	۱/۵۹	۰/۸۰
نروژ	F(٤,۸۸)	۲/۴۸	۲/۲۸	۱/۱۶	۲/۳۴	–	۰/۲۳	۰/۲۸	۱/۵۲
نیوزلند	F(٤,۸۸)	۲/۴۸	۲/۲۱	۱/۴۲	۰/۶۴	–	۱/۰۶	۱/۸۸	۰/۵۳
پرو	F(۳,۹۱)	۲/۷۰	۰/۵۸	۱/۲۳	۰/۰۵	–	۴/۳۵*	۰/۳۰	۰/۳۳
فیلیپین	F(۱,۹۲)	۳/۹۴	۰/۰۲	۱/۱۲	۰/۰۲	–	۲/۴۳	۶/۶۶*	۰/۲۳
آفریقای	F(۱,۹۱)	۳/۹۵	۰/۰۲	۰/۱۲	۰/۹۳	–	۰/۴۰	۰/۸۸	۰/۸۸
عربستان	F(۱,۹٤)	۳/۹۴	۰/۰۴	۰/۲۹	۱/۰۳	–	۰/۴۳	۰/۲۰	۰/۷۵
سنگاپور	F(۱,۹۲)	۳/۹۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۵	–	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۰۶
سوئد	F(۲,۹۰)	۳/۱۰	۰/۳۰	۲/۴۱	۰/۸۲	–	۰/۳۳	۱/۶۱	۰/۵۷
سوئیس	F(۳,۸۹)	۲/۷۱	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۴۷	–	۱/۴۳	۰/۱۰	۰/۵۳
تایلند	F(۳,۹۰)	۲/۷۱	۰/۴۳	۰/۸۴	۰/۹۹	–	۱/۸۵	۰/۴۲	۰/۶۹
ترکیه	F(۱,۹۳)	۳/۹۴	۰/۳۲	۰/۱۴	۰/۰۱	–	۱/۵۱	۰/۸۳	۰/۰۲
انگلستان	F(۱,۹۱)	۳/۹۵	۰/۰۷	۰/۲۴	۰/۰۸	–	۰/۰۰	۰/۴۷	۳/۲۱
آمریکا	F(۱,۹٤)	۳/۹۴	۲/۴۰	۱/۶۴	–	۵/۶۴*	–	–	۴/۰۷*

* نشان‌دهنده معناداری از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ۵. تعداد رد فرضیه صفر مبنی بر پایداری هر متغیر در مدل‌های هر کشور در سطح ۱ درصد

متغیرهای داخلی							
کشور	y	p	eq	$e-p$	ρ^s	ρ^l	تعداد
PKsup	۱(۳/۷)	۰(۰)	۲(۱۰)	۰(۰)	۲(۷/۶)	۰(۰)	۳(۱/۲)
PKmsq	۲(۷/۴)	۰(۰)	۱(۵)	۰(۰)	۱(۳/۸)	۰(۰)	۴(۲/۸)
Nyblom	۲(۷/۴)	۴(۱۴/۸)	۳(۱۵)	۲(۷/۶)	۷(۲۶/۹)	۰(۰)	۱۸(۱۲/۸)
Robust Nyblom	۱(۳/۷)	۱(۳/۷)	۲(۱۰)	۳(۱۱/۵)	۱(۳/۸)	۱(۷)	۹(۷/۱)
QLR	۴(۱۴/۸)	۹(۳۳/۳)	۳(۱۵)	۸(۳۰/۷)	۱۴(۵۳/۸)	۴(۲۸/۵)	۴۲(۳۰)
Robust QLR	۴(۱۴/۸)	۱(۳/۷)	۳(۱۵)	۲(۷/۶)	۵(۱۹/۲)	۰(۰)	۱۵(۱۰)
MW	۴(۱۴/۸)	۵(۱۸/۵)	۴(۲۰)	۴(۱۵/۳)	۱۲(۴۶)	۱(۷)	۳۰(۲۱/۴)
Robust MW	۵(۱۸/۵)	۱(۳/۷)	۴(۲۰)	۵(۱۹/۲)	۵(۱۹/۲)	۱(۷)	۲۱(۱۵)
APW	۴(۱۴/۸)	۷(۲۶)	۳(۱۵)	۹(۳۴/۶)	۱۴(۵۳/۸)	۴(۲۸/۵)	۴۱(۲۹)
Robust APW	۴(۱۴/۸)	۱(۳/۷)	۱(۵)	۵(۱۹/۲)	۵(۱۹/۲)	۰(۰)	۱۶(۱۱/۴)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ٦. اثرات همزمان نظیر به نظیر متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی

	y_{it}	$P_{i,t}$	$eq_{i,t}$	$e_{i,t_}$	$\rho^{s}_{i,t}$	$\rho^{l}_{i,t}$
آرژانتین	-	۱/۱۳	۱/۹۱	–	−۱/۱۷	
t-ratio_NeweyWest	-	۳/۸۷	۷/۷۹	–	−۳/۲۰	
استرالیا	۰/۱۷	۰/۲۲	۰/٦۸	–	۰/۱٤	۱/۲۸
t-ratio_NeweyWest	۱/۸۸	۱/۳٦	۱۰/۷۷	–	۱/۳۷	۱۰/۳۲
برزیل	۰/۵۸	-		–	۵/۷۲	
t-ratio_NeweyWest	۳/۰۰	-		–	۱/۱۱	
کانادا	۰/٤۹	۰/۷۰	۰/۹۳	–	۰/٦۸	۰/۸۰
t-ratio_NeweyWest	۵/۱۹	٤/٦٦	۱۷/۰۵	–	۷/٦۳	۱۰/۲٦
چین	۰/۷۹	۰/۳۸		–	−۰/۰٤	
t-ratio_NeweyWest	۳/٦۹	۱/۳۸		–	−۱/۳۹	
شیلی	۰/٦۷	-	۰/۹۳	–	۰/٦٤	
t-ratio_NeweyWest	۳/۳۰	-	٦/۸٤	–	۲/۹٤	
منطقه یورو	۰/۵٦	۰/۳۰	۱/۲۲	–	۰/۰٦	۰/۸٦
t-ratio_NeweyWest	۵/٤٤	٤/۵۷	۱۷/۵۸	–	۳/۱۰	۱۳/۹۰
هند	۰/٤۳	۰/٦۹	۰/۸۱	–	−۰/۰٦	-۰/۱۷
t-ratio_NeweyWest	۱/٦۸	۱/۵۸	٤/۹۳	–	−۰/۹۳	-۰/۷٦
اندونزی	۰/۱٦	۰/۷۱		–	۰/٦۰	
t-ratio_NeweyWest	۰/۷۱	۰/۹۸		–	۰/۹۷	
ایران	۰/۱۷	۰/۳۷	−۰/۲۷	–	−۰/۰۱	۰/۲۱
t-ratio_NeweyWest	۰/۵۷	۱/۳۸	−۱/۷۹	–	−۰/٤۹	۱/۱٦
ژاپن	۰/۵٦	-	۰/۷۷	–	−۰/۰۱	۰/۳۸
t-ratio_NeweyWest	۳/۰٦	۰/٦٦	٦/۸٦	–	−۰/۳۷	٤/۳۸
کره جنوبی	۰/٦۰	۰/۵۱	۱/۰۱	–	۰/۰٦	۰/۷۹
t-ratio_NeweyWest	۱/۵۰	۲/٦۱	۵/۳۰	–	۰/۳۲	۳/۰٤
مالزی	۰/۸۰	۰/۵٦	۰/۹٦	–	۰/۰۹	
t-ratio_NeweyWest	٤/۹۸	۲/۱٦	٤/۳۵	–	۱/۱۹	
مکزیک	۰/۲۰	-		–	۰/٦۸	
t-ratio_NeweyWest	۰/۹۱	-		–	۲/۰۲	
نروژ	۰/٦٦	۰/٦۹	۱/۱۵	–	۰/٤٦	۱/۱٦
t-ratio_NeweyWest	۲/۵۰	۲/۳۳	۱۲/۲۷	–	۳/۹۳	۱۰/۱٦
نیوزلند	۰/۳٤	۰/۵۲	۰/٦۱	–	۰/٤۲	۱/۰٤
t-ratio_NeweyWest	۲/٤٦	٤/٦۹	۷/۰۷	–	۲/۳۷	۹/۲۵

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

ادامه جدول ٦.

	y_{it}	$P_{i,t}$	$eq_{i,t}$	$e_{i,t_}$	$\rho_{i,t}^{s}$	$\rho_{i,t}^{l}$
پرو	۱/۲۲	۱/۸٤		–	۰/۵۷	
t-ratio_NeweyWest	٤/۵۱	۱/۰۳		–	۰/۷۰	
فیلیپین	۰/۳٤	۰/۵۵	۱/۱٤	–	۱/٦۹	
t-ratio_NeweyWest	۱/٤۸	۱/۵٦	٦/۸۵	–	۸/۰۷	
آفریقای جنوبی	۰/۳۲	۰/۸٤	۰/۷۹	–	۰/۰۱	۰/۹۷
t-ratio_NeweyWest	۳/۲۲	۲/۹۲	۷/۷٦	–	۰/۲۱	۳/٤۵
عربستان	۰/۳٤	۰/۲۱		–		
t-ratio_NeweyWest	۱/۳۲	۱/۰۰		–		
سنگاپور	۱/٦۲	-	۱/۰۵	–	۰/۱۳	
t-ratio_NeweyWest	٦/۳۹	-	۱٤/٤۰	–	۱/۰۹	
سوئد	۱/٤۵	۰/٤۲	۱/۲۰	–	۰/٦۳	۱/۲۵
t-ratio_NeweyWest	۷/۱۵	۲/۲۹	۱۷/۲۰	–	۲/۳۷	۱۷/۰۸
سوئیس	۰/٤۱	۰/۱۱	۰/۹۰	–	۰/۱۸	۰/٦٦
t-ratio_NeweyWest	۲/۰۵	۰/۸۵	۱۵/۰٤	–	۲/۷۵	۷/۳٦
تایلند	۰/۵۵	۰/۸٤	۱/٦۰	–	۰/٦۱	
t-ratio_NeweyWest	۱/۲۵	۵/۹٤	۱۰/۳۰	–	۱/۳۸	
ترکیه	۱/۵۸	-		–	٤/۱٤	
t-ratio_NeweyWest	۲/٦٦	-		–	۳/۱۰	
انگلستان	۰/۷۰	۰/٤۱	۰/۷۵	–	۰/۱٦	۰/۸۳
t-ratio_NeweyWest	۷/۲۱	۳/٤۵	۱۲/٤۳	–	۱/۲۸	۷/٦۳
آمریکا	۰/۳۸	۰/۳۵		–	–۱/۱۷	
t-ratio_NeweyWest	۳/۲۰	۵/٤۰		–	–۳/۲۰	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول ۷. میانگین همبستگی مقطعی دوطرفه برای همه متغیرهای داخلی و باقیمانده‌های VECM*

تفاضل مرتبه اول متغیرهای داخلی						
کشور	y	p	eq	$e-p$	ρ^s	ρ^l
آرژانتین	۰/۱۰	۰/۰۲	۰/۴۵	۰/۰۳	۰/۰۴	–
استرالیا	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۶۰	۰/۴۳	۰/۲۱	۰/۵۱
برزیل	۰/۲۰	۰/۰۰	–	۰/۲۷	۰/۰۰	–
کانادا	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۵۸	۰/۳۸	۰/۲۳	۰/۵۰
چین	۰/۱۴	۰/۰۳	–	۰/۰۹	۰/۰۶	–
شیلی	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۴۴	۰/۳۵	۰/۰۷	
منطقه یورو	۰/۳۰	۰/۲۱	۰/۵۸	۰/۳۸	۰/۱۸	۰/۵۰
هند	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۴۳	۰/۲۶	۰/۱۳	۰/۱۰
اندونزی	۰/۱۰	۰/۰۶	–	۰/۲۴	۰/۱۰	–
ایران	−۰/۰۱	۰/۰۵	−۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۹
ژاپن	۰/۲۴	۰/۰۸	۰/۴۷	۰/۱۴	۰/۱۰	۰/۳۰
کره جنوبی	۰/۲۲	۰/۱۱	۰/۴۴	۰/۳۳	۰/۰۹	۰/۱۸
مالزی	۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۴۶	۰/۳۵	۰/۰۸	–
مکزیک	۰/۲۰	۰/۰۵	–	۰/۱۷	۰/۱۲	–
نروژ	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۵۸	۰/۴۰	۰/۰۹	۰/۴۵
نیوزلند	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۴۶	۰/۴۲	۰/۱۷	۰/۴۶
پرو	۰/۱۵	−۰/۰۴		۰/۱۴	۰/۰۲	–
فیلیپین	۰/۱۸	۰/۰۵	۰/۴۸	۰/۲۸	۰/۱۰	–
آفریقای	۰/۲۴	۰/۱۰	۰/۵۱	۰/۳۵	۰/۰۸	۰/۲۷
عربستان	۰/۰۳	۰/۰۲	–	۰/۰۵	–	–
سنگاپور	۰/۲۶	۰/۰۶	۰/۶۰	۰/۴۳	۰/۰۷	–
سوئد	۰/۲۵	۰/۱۱	۰/۵۵	۰/۳۸	۰/۱۶	۰/۴۸
سوئیس	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۵۳	۰/۳۳	۰/۰۹	۰/۴۱
تایلند	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۴۶	۰/۳۲	۰/۱۳	–
ترکیه	۰/۱۶	−۰/۰۳	–	۰/۲۵	۰/۰۴	–
انگلستان	۰/۲۵	۰/۱۶	۰/۵۹	۰/۳۳	۰/۲۲	۰/۵۱
آمریکا	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۵۶	۰/۰۳	۰/۱۸	۰/۵۲
آرژانتین	−۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴	−۰/۰۳	−۰/۰۲	–
استرالیا	۰/۰۱	۰/۰۳	−۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۰۶	۰/۰۴
برزیل	۰/۰۲	−۰/۰۱		۰/۱۰	−۰/۰۵	–
کانادا	۰	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۰۵

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

ادامه جدول ۷.

تفاضل مرتبه اول متغیرهای داخلی						
چین	-۰/۰۹	-۰/۰۸	–	۰	۰	–
شیلی	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۰۱	–
منطقه یورو	-۰/۰۲	۰/۰۵	-۰/۱۳	۰/۲۷	۰/۰۴	-۰/۱۱
هند	-۰/۰۲	-۰/۰۲	۰	۰/۰۸	۰/۰۵	-۰/۰۳
اندونزی	-۰/۰۳	۰/۰۲	–	۰/۰۹	۰/۰۲	–
ایران	-۰/۰۳	۰/۰۲	-۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱	-۰/۰۲
ژاپن	۰	۰/۰۱	-۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۳	-۰/۰۶
کره جنوبی	۰	۰/۰۴	-۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۰۴	-۰/۰۹
مالزی	-۰/۰۲	۰/۰۴	۰	۰/۱۵	۰	–
مکزیک	۰/۰۴	۰/۰۸	–	۰	۰/۰۳	–
نروژ	۰	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۲۴	۰/۰۵	-۰/۰۱
نیوزلند	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۰۲	۰/۰۲
پرو	۰/۰۳	-۰/۰۳	–	۰/۰۹	-۰/۰۳	–
فیلیپین	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۲۱	-۰/۰۳	
آفریقای	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۰۲	۰
عربستان	۰/۰۱	۰/۰۴	–	۰/۰۳	–	–
سنگاپور	-۰/۰۱	۰	۰/۰۳	۰/۲۳	-۰/۰۲	–
سوئد	۰/۰۲	۰/۰۵	-۰/۰۱	۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۰۲
سوئیس	۰/۰۱	۰/۰۷	-۰/۰۲	۰/۲۳	۰/۰۰	۰
تایلند	-۰/۰۱	-۰/۰۱	۰	۰/۱۹	۰/۰۱	–
ترکیه	۰	-۰/۰۲	–	۰/۱۰	-۰/۰۲	–
انگلستان	-۰/۰۳	۰/۰۴	-۰/۰۴	۰/۲۰	۰/۰۲	۰
آمریکا	-۰/۰۵	۰/۰۶	-۰/۰۵	-۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID.ir