دانشگاه شهید بهشتی، فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی، دوره ۱۱، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۹، ۱۵۳-۱۲۵، مقاله پژوهشی
Shahid Beheshti University, Quarterly Journal of Economics and Modelling Vol. 11, No. 2, Summer 2020, 125-153, Research Article

بررسی آثار شوک ناشی از ویروس کرونا بر اقتصاد ایران:
کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری جهانی

عمادالدین سخائی*، مرتضی خورسندی، تیمور محمدی***، حمیدرضا ارباب*****

تاریخ دریافت	تاریخ پذیرش
۱۳۹۹/۰۵/۱۶	۱۳۹۹/۱۲/۱۳

چکیده:

همه‌گیری و شیوع سریع ویروس کرونا اثرات منفی بزرگی بر اقتصاد جهانی داشته که در این مقاله شوک منفی آن بر اقتصاد ایران و چند کشور منتخب مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بدین منظور از الگو خودرگرسیون برداری جهانی و داده‌های سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۰ میلادی بصورت فصلی برای ۳۴ کشور استفاده شده است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد شوک منفی تولید ناخالص داخلی جهانی، تولید چین را بلافاصله ۰/۷ درصد کاهش می‌دهد و تا سه سال پایدار است. شوک جهانی باعث کاهش رشد اقتصادی کشورهای هند، اروپا و آمریکا به ترتیب معادل ۰/۱۸، ۰/۵ و ۰/۲ شده است. شوک منفی بر بازارهای سهام فقط بر بازار سرمایه ایران تأثیر نداشته و باعث ریزش بازار سرمایه در کشورهای منتخب شده است. شوک ویروس کرونا فقط از طریق کاهش تولید ناخالص داخلی بر اقتصاد ایران اثرگذار است اما با توجه به اینکه شوک بر تولید است، اثر آن ماندگار و تأثیر آن بیشتر است و در مرحله اول باعث کاهش ۱/۹ درصدی تولید ناخالص داخلی کشور می‌شود.

کلیدواژه‌ها: *شوک اقتصادی، متغیرهای اقتصاد کلان، روابط تجاری، خود رگرسیون بردار جهانی، توابع کنش-واکنش جهانی.*
طبقه‌بندی JEL: *F62 ،F44 ،E32*

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
e_sakhaei@atu.ac.ir
** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
mkhorsandi@atu.ac.ir
*** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
mohammadi@atu.ac.ir
**** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
arbab@atu.ac.ir

۱. مقدمه

جهانی‌شدن و ادغام‌های اقتصادی بین‌المللی در هم تنیدگی اقتصادی کشورها را افزایش داد که به تأثیرپذیری بیشتر اقتصادها از سایر کشورها منجر شد. بر این اساس بررسی آثار شوک‌های خارجی و تکانه‌های بین المللی و اثر آن بر اقتصاد هر کشور از اهمیت بسزایی برخوردار است. صرف نظر از علل شکل‌گیری شوک‌های اقتصاد به علت بالارفتن سطح تجارت کشورها و تشکیل بورس‌های بین المللی، سرایت شوک‌های اقتصادی از طریق بازارهای مالی و تجارت خارجی کشورهای توسعه یافته به بخش‌های مالی و واقعی سایر کشورهای جهان در حال گسترش است و کشورها با توجه به نوع معاملات و پیوندهای خود با اقتصاد جهانی از شوک‌های اقتصادی آثار متفاوتی پذیرفته‌اند. بطور نمونه در بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی که از بازارهای مالی آمریکا شروع شد بر کشورهایی که بین بازارهای مالی آن‌ها تعامل و ادغام وجود داشت، آثار بحران بطور مستقیم از طریق بازارهای مالی وارد اقتصاد آن‌ها گردید و کشورهای دیگر که هیچگونه تعاملی با بازارهای مالی جهان نداشتند، به طور غیر مستقیم و از طریق تجارت خارجی تحت تأثیر این بحران قرار گرفتند.

در پی شیوع ویروس کرونا در ابتدای سال ۲۰۲۰ میلادی وضعیت اجتماعی و اقتصادی جهان با سرعت باورنکردنی وارد بحران شده است. مطابق پیش‌بینی‌های صندوق بین‌المللی پول[1] رشد اقتصادی جهان ۴/۹- درصد پیش‌بینی شده که ۷/۶ درصد از پیش‌بینی سال قبل کم‌تر بوده و پیش بینی می‌شود ۱۷۰ کشور جهان با کاهش درآمد سرانه مواجه شوند.

انتظار می‌رود ویروس کرونا از سه کانال عمده بر اقتصاد کشورها تأثیر بگذارد: کانال اول فشار بر بودجه و کاهش تولید ناخالص داخلی کشورها است زیرا برای جلوگیری از انتقال ویروس، محدودیت‌های اجباری باعث تعطیلی کسب‌وکارها شده و اشتغال را

1. International Monetary Fund

کاهش می‌دهد در نتیجه درآمدهای مالیاتی دولت‌ها کاهش و پرداخت‌های اجتماعی مثل بیمه بیکاری افزایش می‌یابد. کانال دوم تجارت بین‌المللی است زیرا با وجود درنظر گرفتن بسته‌های محرک برای جلوگیری از رکود اقتصادی، تجارت با افت شدید همراه بوده به ویژه کشورهای در حال توسعه که حجم عمده صادرات این کشورها را انرژی و مواد خام تشکیل داده است. کانال سوم بازارهای مالی است که کاهش صادرات و رکود اقتصادی باعث تضعیف ارزش پول ملی و تضعیف ارزش بازار سهام کشورها شده است.

این مقاله به دنبال یافتن اثرات شوک ناشی از شیوع ویروس کرونا است و این که آیا بحران پیش‌بینی شده که بسیاری آن را بزرگتر از بحران ۲۰۰۸ میلادی می‌دانند، اقتصاد جهان را تا چه اندازه تحت تأثیر قرار می‌دهد و در نهایت تأثیر این بحران بر اقتصاد ایران چگونه خواهد بود.

۲. مطالعات تجربی

تجربه بررسی آثار شوک‌های اقتصادی بیشتر معطوف به شوک‌های اقتصادی داخلی کشورها بوده اما با بروز بحران‌های بین المللی اقتصاددانان تلاش نموده‌اند با بکارگیری الگوهای جدید اقتصادسنجی، شدت و دوام تکانه‌های بین المللی بر اقتصادها را اندازه گیری نمایند. وارگاس و هس[1] (۲۰۱۹) به پیوندهای کشورهای حوزه کارائیب با جهان با استفاده از رویکرد خودرگرسیون بردار جهانی پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی روابط منطقه کارائیب با شرکای اصلی تجاری خود که ۶۰ درصد تولید ناخالص داخلی جهان را دارا می‌باشند و تأثیر شوک‌های کاهش قیمت نفت و افزایش تولید ناخالص داخلی آمریکا پرداخته است. نتایج نشان دادند که این منطقه به شدت از عوامل خارجی تأثیرپذیر است و هر دو شوک بر قیمت‌ها، نوسانات نرخ ارز و متغیرهای مالی تأثیرگذار است.

1. Vargas and Hess

محدث و پسران (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان "شوک عرضه نفتی و اقتصاد جهانی یک تحلیل متقابل" به بررسی اثر شوک عرضه نفتی بر اقتصاد جهانی پرداختند. در این مقاله ابتدا یک الگو بازار نفت بین‌المللی توسعه داده شد و در داخل یک الگو 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 یک منطقه یورو برای دوره سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۳ میلادی انتخاب و الگو برآورد شد. نتایج نشان داد شوک‌های مثبت به تولید نفت ایران به لحاظ اثر بر اقتصاد جهانی خنثی است که اساساً به علت تولید بالای نفت عربستان سعودی است. در مقابل شوک منفی عرضه نفت عربستان سعودی به افزایش ناگهانی و با دوام قیمت نفت در سطح بین‌الملل منجر می‌شود.

اسوریو و آنسال[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان "پویای تورمی در آسیا، علت‌ها، تغیرات و سرریز از چین" به بررسی عوامل تورم در آسیا و چگونگی تغیرات آن در طول زمان پرداختند. در این مقاله ۳۲ کشور که ۸ کشور در قالب اتحادیه اروپا برای دوره سال‌های ۲۰۱۰- ۱۹۸۶ میلادی در نظر گرفته شدند. تحلیل‌ها در چارچوب یک الگوی خود رگرسیون برداری جهانی نشان می‌دهد که پویایی تورم در آسیا اساساً از شوک‌های عرضه داخلی نشأت می‌گیرد. سهم عوامل تقاضا در طی سالیان اخیر افزایش یافته هر چند که سهم شوک پولی به علت بهبود چارچوب سیاست‌های پولی کشورها کاهش یافته است. همچنین به نظر می‌رسد توسعه در آسیا اثر فزاینده‌ای 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 جمله چین باعث شده است که شوک‌های داخلی چین اثر معناداری بر قیمت کالاها در آسیا داشته باشد.

یاویز و کابوندی[2] (۲۰۱۳) از الگوی خودرگرسیون بردار جهانی برای تجزیه و تحلیل

1. Osorio and Unsal
2. Yavuz and Kabundi

پیوندهای تجاری بین آفریقای جنوبی و کشورهای بریک[1] بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ میلادی استفاده کردند که در این مطالعه وزن‌های تجاری مورد استفاده برای محاسبه متغیر خارجی هر کشور در الگو ثابت بود. متغیرهای داخلی در الگو شامل، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، نرخ ارز، صادرات و واردات حقیقی بودند در حالی که متغیرهای خارجی نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی واقعی در نظر گرفته شد. در الگوی آن‌ها قیمت نفت جهانی به عنوان متغیری لحاظ شد که برای کشور مسلط یعنی آمریکا متغیر داخلی و برای سایر کشورها متغیر خارجی محسوب شد. یافته اصلی این مقاله این بود که شوک‌های صادرات از هر کشور بریک بر واردات و تولید ناخالص داخلی آفریقای جنوبی تأثیر معناداری دارد.

پسران و همکاران[2] (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای تأثیر چین بر پنج اقتصاد بزرگ آمریکای لاتین را با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری جهانی بررسی نمودند. نتایج اصلی تجزیه و تحلیل شامل چهار یافته عمده می باشد. اول، تأثیر بلند مدت شوک تولید ناخالص داخلی چین در پنج اقتصاد آمریکای لاتین از اواسط دهه ۱۹۹۰ میلادی به طرز چشمگیری افزایش یافته است. دوم، اثر بلند مدت شوک تولید ناخالص داخلی ایالات متحده بر آمریکای لاتین در همین مدت به نصف رسیده است و حتی در کوتاه‌مدت این کاهش بیشتر بوده است. سوم، انتقال شوک‌های داخلی منشاء آمریکای لاتین و سایر کشورهای آسیای نوظهور (به استثنای چین و هند) در این دوره تغییر نکرده است. آخرین یافته اینکه افزایش تأثیر 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[3] (۲۰۱۱) در مقاله "شناسایی انتقال جهانی بحرانی مالی سال‌های

1. Brasil, Russia, India and China
2. Pesaran et al.
3. Chudik and Fratzscher

۲۰۰۹ – ۲۰۰۷ میلادی با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری جهانی" به تحلیل و مقایسه نقش سیاست پولی انقباضی و کاهش ریسک‌پذیری برای انتقال بحران مالی جهانی پرداختند. در این تحقیق، شوک‌های دو بازار پولی و مالی برای ۲۶ کشور توسعه یافته و در حال توسعه بررسی شد. این کشورهای منتخب ۷۵ درصد از تولید جهان را در اختیار دارند و کشورهای با ویژگی اقتصاد مالی باز و توسعه‌یافته هستند. نتایج نشان می‌دهد که هر دو دسته شوک در انتقال بحران مؤثر بوده‌اند. شوک سیاست انقباضی نقدینگی برای کشورهای توسعه‌یافته مهم‌تر بوده و کشورهای در حال توسعه بیشتر از شوک ناشی از ریسک متأثر شده‌اند. یافته دیگر آن است که شوک اقتصاد آمریکا بر کشورهای توسعه یافته بر نرخ بهره اثر گذاشته و در کشورهای در حال توسعه بر بازار سهام اثر قوی‌تری داشته است.

عرب مازار و گلمرادی (۱۳۸۹) اثر تکانه‌های ساختاری بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصاد ایران را بررسی کرده‌اند. این مقاله با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری اثر تکانه‌های درآمدهای واقعی نفت، طرف عرضه، تراز تجاری، تقاضای واقعی و تقاضای پول بر تولید ناخالص داخلی را نشان داده است. نتایج این تحقیق نشان داده که تکانه طرف عرضه و تکانه درآمد نفتی، منبع اصلی نوسانات رشد اقتصادی در کشور است اما نرخ آن کاهنده و نمی‌تواند رشد پایدار اقتصادی را تضمین کند. تکانه مثبت پولی در کوتاه‌مدت اثر مثبت روی تولید دارد اما در بلندمدت منفی است. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که گرچه سیاست‌های مدیریت تقاضا نقش مهمی در تثبیت تورم دارند، اما توان آن‌ها در تثبیت رشد اقتصادی محدود است.

رزمی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر شوک سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده نفت با استفاده از رهیافت GVAR پرداخته‌اند. این مطالعه ۴۰ کشور صادرکننده و واردکننده نفت را در نظر گرفته و اثر شوک حاصل از نرخ بهره به این ۴۰ کشور را بررسی کرده است. بر اساس نتایج این تحقیق، شوک

مثبت سیاست پولی آمریکا باعث کاهش تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای کویت، عربستان، آنگولا، نیجریه، ونزوئلا، روسیه و کانادا می‌شود که اثر آن بر روسیه بیشتر از سایر کشورهاست. همچنین شوک مثبت سیاست پولی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی ایران می‌شود.

قربان زاد و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود با عنوان "بررسی اثرات سرریز شوک ناشی از سیاست مالی دولت آمریکا بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافت GVAR" اثرات سرریز شوک مثبت مخارج دولتی آمریکا بر شاخص‌های اقتصادی ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت سیاست مالی آمریکا بر روی شاخص قیمت جهانی نفت اثر مثبت دارد و باعث افزایش قیمت جهانی نفت می‌شود. همچنین اثر این شوک بر تولید ناخالص داخلی کشورهای چین، ژاپن اتحادیه اروپا و انگلستان بی‌اثر است اما بر تولید ناخالص داخلی ایران اثرگذار است. به طور کلی نتایج این تحقیق حاکی از آن است که سرریز شوک سیاست‌های مالی آمریکا از طریق کانال تجاری باعث رشد و تقویت اقتصاد کشورهای چین، اتحادیه اروپا و ژاپن که روابط مستقیم با آمریکا دارند، شده است و از طریق افزایش قیمت نفت باعث رشد تولید واقعی، افزایش نرخ تورم و نرخ ارز حقیقی اقتصاد ایران شده است.

همانطور که مطالعات گذشته نشان داد، گسترش تجارت یک کشور با سایر کشورها باعث افزایش اثرپذیری از شوک شرکای تجاری می‌شود. این مطالعه با تمرکز بر شوک ایجاد شده ناشی از پاندمی ویروس کرونا که اثر زیادی بر تولید ناخالص داخلی و بازارهای مالی کشورها داشته تلاش دارد تا نتایج این شوک منفی بر تولید ناخالص داخلی و بازارهای مالی کشور ایران بررسی شده و نتایج آن را با شرکای تجاری و چند کشور منتخب مقایسه کند.

۳. مبانی نظری

عدم تعادل در بازارها، فروش و تولید محصولات، هزینه تمام‌شده و قیمت کالا به طرز اجتناب‌ناپذیری در همه اقتصادها وجود دارد. در این میان فعالین اقتصادی همواره تلاش دارند با این عدم تعادل‌ها مقابله کنند ولی معمولاً نوسانات قابل پیش‌بینی و برنامه‌ریزی نیستند. بنابراین وجود نوسانات در اقتصاد پذیرفته شده و عدم وجود نوسانات مورد بحث اقتصاددانان قرار نمی‌گیرد. تغییرات به طور مداوم در قیمت کالاها، مقدار دستمزدها، سطوح بیکاری صورت می‌گیرد و در سطح خرد دارایی افراد را متأثر می‌سازد. وجود این نوسانات نه تنها در اقتصاد خرد وجود دارد بلکه تجمیع آن‌ها می‌تواند تعادل‌های اقتصاد کلان را نیز بر هم بزند. همین موضوع باعث شده است که نوسانات و نحوه کاهش میزان تأثیر آن‌ها بر سطوح کلان اقتصادی یکی از موارد مهم مورد توجه اقتصاددانان قرار گیرد و انواع مختلفی از نوسانات را در اقتصاد شناسایی نمایند که به طور کلی به چهار دسته روند، سیکل تجاری، نوسانات کوتاه‌مدت یا فصلی و نوسانات تصادفی تقسیم می‌شوند.

متغیرهای اقتصادی متأثر از عوامل برون‌زا مانند بلایای طبیعی، جنگ، اعتصابات و ... تغییر می‌کنند که این نوسانات ناشی از عوامل کاملاً تصادفی می‌باشند. این نوسانات الگوی مشخصی ندارند و تغییرات نامنظم و غیر سیستماتیک دارند لذا این وقایع نسبت به روندها، سیکل‌ها و نوسانات فصلی متفاوتند و قابل پیش‌بینی نمی‌باشند. این عوامل گوناگون تحت عنوان "نوسانات بی قاعده یا تصادفی" نامیده می‌شوند. شیوع ویروس کرونا نیز در جمله دسته نوسانات تصادفی قرار می‌گیرد که با توجه به اینکه یکی از بهترین الگوهایی که قادر به نشان دادن تأثیر شوک‌های جهانی و چند کشوری است، الگوی خودرگرسیون برداری جهانی[1] است تلاش شده است از قابلیت‌های این الگو یعنی بررسی همزمان شوک های چند کشوری و شوک جهانی استفاده شود که نسبت به

1. Global Vector AutoRegression

الگوهای قبل که فقط امکان بررسی شوک دو کشور بر یکدیگر را فراهم می‌نمود، قدرت تحلیل بالاتری را بوجود می‌آورد.

الگوی خود رگرسیون بردار جهانی[1] از تعداد زیادی الگو برای هر کشور یا منطقه تشکیل شده است. تعامل بین کشورها یا مناطق از طریق ارتباط متغیرهای داخلی که بر متغیرهای سایر کشورها یا مناطق اثرگذارند، الگوسازی می‌شود. در الگوهای کلان، متغیرهای اصلی داخلی (مانند بازده واقعی، تورم، نرخ بهره، قیمت سهام واقعی و نرخ ارز) با متغیرهای مشاهده شده جهانی مانند قیمت جهانی نفت و قیمت مواد غذایی و متغیرهای خاص خارجی مرتبط هستند. متغیرهای خارجی از میانگین وزنی متغیرهای خارجی در ارتباط با متغیرهای داخلی که به طور معمول از وزن‌های تجاری استفاده می‌شوند، ساخته می‌شوند و فرض برونزایی ضعیف معمولاً هنگام آزمون تأیید می‌شود. این فرض با توجه به اینکه اندازه اکثر اقتصادها در مقایسه با اقتصاد جهانی (به استثنای ایالات متحده) نسبتاً کوچک هستند، امری قابل قبول است. با توجه به اهمیت اقتصاد ایالات متحده در اقتصاد جهانی به ویژه بازارهای سهام و اوراق بهادار با این کشور متفاوت رفتار می‌شود. سپس الگوهای هر کشور بطور همزمان برای کلیه متغیرهای درون زا در الگوی جهانی حل می‌شوند. شوک به یک کشور بسته به اندازه و الگوهای تجارت آن‌ها می‌تواند تأثیرات قابل توجهی بر روی سایر کشورها داشته باشد.

الگوی خود رگرسیون برداری جهانی را به منظور بررسی تعاملات جهانی و ساده کردن تحلیل شوک‌های کشوری بر اقتصاد جهانی استفاده می‌کنند که در آن چند الگوی خود رگرسیون خاص کشوری را ترکیب نموده و متغیرهای خارجی هر کشور نیز در تخمین الگوها به عنوان متغیرهای برونزای ضعیف در نظر گرفته شدند. الگوی تصحیح خطای برداری به ویژه برای کشورها یا مناطقی که متغیر درون زا با متغیر خارجی کشور مرتبط است تخمین زده می‌شود. پس از آن الگوهای کشوری ترکیب

1. GVAR

می‌شوند تا به طور همزمان تابع عکس‌العمل همزمان کشورها را برای همه متغیرها تولید نمایند. هدف الگوهای خود رگرسیون برداری جهانی آماده کردن یک ساختار انعطاف‌پذیر برای کاربردهای مختلف در بررسی شوک‌های اقتصاد جهانی است. (پسران، شرمن؛ وینر، ۲۰۰۴). در این مقاله از الگوی خود رگرسیون برداری جهانی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۴) مطرح شد و سپس الگوی توسعه یافته آن توسط دیز و همکاران[1] (۲۰۰۷) ارائه شد استفاده شده است.

رویکرد خود رگرسیون برداری جهانی این امکان را می‌دهد تا وابستگی‌های بین کشوری در سه شکل جمع‌بندی می‌شوند. اولاً، الگوهای خود رگرسیون هر کشور جایی که متغیر داخلی با متغیر خارجی مرتبط است را با الگوی تجارت بین‌المللی کشورهای تحت بررسی هماهنگ می‌کند. ثانیاً، همبستگی غیر صفر pair-wise باقیمانده‌ها و معادلات با یک مقدار مشخص وابستگی در شوک ها محاسبه شود. ثالثاً، اجازه می‌دهد تا وابستگی متغیرهای هر کشور روی شوک‌های اقتصاد جهانی مانند قیمت نفت برآورد شود. (دیز و همکاران، ۲۰۰۷). علاوه بر این، نتایج این الگوها نسبت به کشورها و ترتیب متغیرها تغییر نمی‌کنند.

به طور خلاصه الگوی خود رگرسیون برداری جهانی در دو سطح تشریح می‌شود. در سطح اول، الگوهای خود رگرسیون خاص کشوری[2] به طور مثال الگوهای خود رگرسیون تعمیم‌یافته با متغیرهای $I(1)$ تخمین زده و در سطح دوم ضرایب تخمین زده شده از هر الگو کشوری سر هم شده[3] و در سیستم خود رگرسیون برداری جهانی حل می‌شود. این الگو امکان بررسی انتقال شوک‌ها را فراهم می‌نماید.

1. Dées et al.
2. VARX
3. Stacked

۴. بررسی داده‌ها و متغیرها و تحلیل یافته‌ها

الگوی خود رگرسیون برداری جهانی 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 به عنوان یک منطقه در نظر گرفته می‌شوند و ۲۶ کشور باقیمانده نیز به صورت جداگانه الگوسازی می‌شوند. بنابراین، الگوی این مقاله شامل ۲۷ کشور/ منطقه است که حدود ۹۰ درصد از تولید ناخالص جهانی را پوشش می‌دهد. در الگوسازی اقتصاد جهانی هرچه کشورهای بیشتری در برآورد آثار شوک‌ها لحاظ شوند موفقیت الگو در توضیح بهتر نتایج را افزایش می‌دهد. متغیرهای به کار گرفته شده در جدول (۱) معرفی شده‌اند.

جدول (۱). معرفی متغیرهای الگو و فرمول ساخت آن‌ها

متغیر	توضیحات متغیر
$y_{it} = 1n(GDP_{it}/CPI_{it})$	تولید ناخالص داخلی برای کشور i در زمان t
$dP_{it} = P_{it} - P_{it-1}, P_{it} = 1n(CPI_{it})$	dP نرخ تورم و CPI شاخص قیمت مصرف کننده برای کشور i در زمان t
$eq_{it} = 1n(EQ_{it}/CPI_{it})$	شاخص قیمت اسمی سهام برای کشور i در زمان t
$e_{it} = 1n(E_{it})$	نرخ ارز کشور i در زمان t بر حسب دلار
$\rho_{it}^{s} = 0.25\ 1n(1 + R_{it}^{s}/100)$	نرخ بهره اسمی کوتاه مدت سالانه برحسب درصد(نرخ سپرده زیر یکسال، ریپو سه ماهه و سود روزشمار)
$\rho_{it}^{l} = 0.25\ 1n(1 + R_{it}^{L}/100)$	نرخ بهره اسمی بلندمدت سالانه بر حسب درصد(اوراق قرضه بلند مدت دولتی و نرخ سپرده بلندمدت)
$P_t^0 = 1n(P_t^0)$	قیمت نفت برنت بر حسب دلار

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۱. مشخصات و تخمین الگوهای خاص کشور

متغیرهای داخلی و خارجی موجود در الگوهای خاص کشور در جدول (۲) خلاصه شده

است که در آن متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند.

جدول (۲). متغیرهای درون‌زا و برون‌زا در الگو هر کشور

متغیر	همه کشورها به جز آمریکا		آمریکا	
	درون‌زا	برون‌زا	درون‌زا	برون‌زا
تولید	$y_{i,t}$	y_{it}^{*}	$y_{us,t}$	$y_{us,t}^{*}$
تورم	$dP_{i,t}$	$dP_{i,t}^{*}$	$dP_{us,t}$	$dP_{us,t}^{*}$
نرخ ارز	$e_{i,t}-P_{i,t}$	$e_{i,t}^{*}-P_{i,t}^{*}$	-	$e_{us,t}^{*}-P_{us,t}^{*}$
قیمت سهام	eq_{it}	$\mathrm{eq}_{\mathrm{i,t}}^{*}$	$eq_{us,t}$	-
نرخ بهره کوتاه مدت	ρ_{it}^{s}	$\rho_{i,t}^{*s}$	$\rho_{us,t}^{s}$	-
نرخ بهره بلندمدت	ρ_{it}^{l}	$\rho_{i,t}^{*l}$	$\rho_{\mathrm{us,t}}^{\mathrm{l}}$	-
قیمت نفت	-	P_t^0	-	P_t^0

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرهای برون‌زا خاص هر کشور با استفاده از وزن‌های تجاری ساخته می‌شوند. وزن تجاری می‌تواند ثابت یا متغیر باشد. در این مقاله، وزن تجاری براساس متوسط وزن‌های تجاری ثابت سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۱۷ میلادی محاسبه شده است.

در اکثر کشورها متغیرهای $y_{i,t}$، $dP_{\mathrm{i,t}}$، $e_{i,t}-P_{i,t}$، eq_{it}، ρ_{it}^{s} ρ_{it}^{l} به عنوان متغیرهای درون‌زا در نظر گرفته می‌شود اما همه کشورها به دلیل در دسترس نبودن داده‌های کافی، مجموعه‌ای یکسان ندارند. به طور مثال در همه کشورها بازارهای سرمایه به خوبی توسعه نیافته‌اند. در همه کشورها به استثنای ایالات متحده، متغیرهای برون‌زای هر کشور و لگاریتم قیمت‌های نفت به عنوان متغیر برون‌زای ضعیف و به صورت یک واحد غالب[1] در الگو لحاظ شده است.[2] الگوی ایالات متحده شامل متغیرهای درون زا $y_{us,t}$، $eq_{us,t}$، $dP_{us,t}$، $eq_{us,t}$، $\rho_{\mathrm{us,t}}^{\mathrm{s}}$، $\rho_{us,t}^{l}$ است. نرخ دلار آمریکا خارج از الگوی آمریکا تعیین می‌شود و به همین خاطر علاوه بر قیمت جهانی نفت، نرخ ارز موجود در

1. Dominant Unit Model

۲. متغیرهای واحد غالب در الگو تمام کشورها وارد شود اما اگر ثابت شود که از لحاظ آماری بی معنا است از الگوی این کشورها حذف می‌شوند.

الگوی ایالات متحده ($e^*_{us,t} - P^*_{us,t}$) به عنوان متغیر ضعیف برونزا رفتار می‌کند. همچنین تولید واقعی خارجی ($y^*_{us,t}$) و تورم خارجی ($dP^*_{us,t}$) برای الگوی آمریکا به عنوان متغیرهای ضعیف برون‌زا درنظر گرفته شده است و باعث می‌شود الگوی آمریکا کاملاً در اقتصاد جهانی ادغام شود که از این رو، از تأثیرات بازگشتی در کل سیستم اقتصادی جهانی نتیجه مطلوب‌تری حاصل می‌کند. البته مهم است که برونزایی ضعیف این متغیرها در الگوی ایالات متحده مورد آزمون قرار گیرد که آزمون برونزایی ضعیف در ادامه انجام می‌شود.

۲-۴.آزمون ریشه واحد

پس از مشخص‌شدن متغیرهای موجود در الگوهای مختلف کشوری، خصوصیات متغیرهای درون‌زا و برون‌زا و همچنین متغیر جهانی (قیمت نفت) مورد بررسی قرار می‌گیرد. درجه هم‌جمعی متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون‌های دیکی-فولر متقارن وزنی[1] بر اساس مقاله پارک و فولر[2] (۱۹۹۵) در سطح معناداری ۵ درصد در جدول‌های (۳)، (۴) و (۵) برای متغیرهای داخلی، خارجی و متغیر جهانی ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها رد نمی‌شود. الگوسازی بر این فروض استوار است که متغیرهای خارجی خاص هر کشور برون‌زای ضعیف و مانایی آن‌ها از درجه یک یعنی I(1) است و نکته دیگر اینکه پارامترهای برآورد شده برای الگوهای هر کشور در طول زمان پایدار هستند. برای اجرای اولیه الگوی خود رگرسیون برداری جهانی هر دو فرض مورد نیاز است و اعتبار آن‌ها در جداول ارائه شده در ادامه مقاله بررسی شده است.

1. Weighted Symmetric Augmented Dickey–Fuller test
2. Park and Fuller

جدول (۳). نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای داخلی برخی از کشورهای الگو

KOREA	JAPAN	IRAN	INDIA	EURO	CHINA	USA	Critical Value	Domestic Variables
-۱/۰۴	-۳/۵۹	-۲/۴۱	-۰/۸۴	-۱/۹۶	-۱/۶۶	-۱/۶۶	-۳/۲۴	y (with trend)
*-۵/۶۴	*-۶/۵۱	*-۷۵/۷	*-۷/۶۰	*-۴/۵۹	*-۵/۵۲	*-۴/۵۱	-۲/۵۵	Dy
-۱/۸۹	-۱/۲۱	-۱/۴۱	-۲/۴۳	-۲/۶۸	-۲/۴۷	-۱/۷۵	-۳/۲۴	dP (with trend)
*-۱۲/۶۸	*-۱۲/۸۲	*-۸/۴۸	*-۸/۷۸	*-۱۰/۹۷	*-۸/۳۰	*-۹/۷۹	-۲/۵۵	DdP
-۳/۰۴	-۲/۷۸	-۲/۵۵	-۳/۱۴	-۲/۴۲	-	-۱/۸۵	-۳/۲۴	eq (with trend)
*-۶/۸۱	*-۶/۶۷	*-۴/۴۹	*-۷/۴۴	*-۶/۹۹	-	*-۶/۱۱	-۲/۵۵	Deq
-۳/۱۹	-۲/۵۰	-۲/۲۷	-۱/۴۳	-۲/۱۹	-۲/۱۲	-	-۳/۲۴	ep (with trend)
*-۷/۸۰	*-۴/۶۸	*-۶/۹۲	*-۶/۷۰	*-۷/۴۲	*-۷/۸۲	-	-۲/۵۵	Dep
-۲/۹۴	-۱/۸۲	-۲/۹۴	-۲/۸۵	-۲/۹۵	-۱/۷۶	-۲/۸۹	-۳/۲۴	r (with trend)
*-۹/۲۷	*-۳/۶۶	*-۳/۲۶	*-۶/۹۰	*-۵/۷۴	*-۵/۷۸	*-۴/۱۴	-۲/۵۵	Dr
-۲/۵۱	-۰/۷۳	-۱/۹۹	-۱/۸۱	-۲/۹۳	-	-۲/۵۸	-۳/۲۴	lr (with trend)
*-۸/۵۲	*-۶/۲۰	*-۷/۳۲	*-۷/۸۸	*-۶/۷۱	-	*-۷/۹۸	-۲/۵۵	Dlr

*در سطح ۵ درصد معنادار است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴). نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای خارجی برخی کشورهای الگو

KOREA	JAPAN	IRAN	INDIA	EURO	CHINA	USA	Critical Value	Foreign Variables
-۱/۷۴	-۱/۷۲	-۱/۶۵	-۲/۳۲	-۲/۳۳	-۲/۳۹	-۲/۲۸	-۳/۲۴	ys (with trend)
*-۵/۲۹	*-۵/۲۹	*-۵/۶۹	*-۵/۱۸-	*-۵/۱۲	*-۵/۶۶	*-۵/۵۹	-۲/۵۵	Dys
-۲/۱۹	-۲/۷۰	-۲/۸۳	-۱/۵۹	-۱/۴۶	-۰/۸۲	-۰/۵۲	-۳/۲۴	dPs (with trend)
*-۷/۱۳	*-۷/۵۹	*-۷/۹۶	*-۶/۸۶	*-۷/۱-	*-۶/۹۵	*-۲/۷۸	-۲/۵۵	DdPs
-۳/۲۹	-۳/۴۳	-۳/۹۲	-۲/۹۹	-۲/۶۷	-۳/۵۹	-۳/۲۲	-۳/۲۴	eqs (with trend)
*-۷/۰-	*-۷/۱۸	*-۷/۳۱	*-۷/۱۳	*-۶/۷۸	*-۷/۰۲	*-۷/۱۵	-۲/۵۵	Deqs
-۱/۸۳	-۱/۹۲	-۱/۹۷	-۱/۹۰	-۱/۷۲	-۲/۰۶	-۱/۷۲	-۳/۲۴	eps (with

trend)								
Deps	-۲/۵۵	*-۷/۳۸	*-۶/۷۴	*-۷/۵۰	*-۶/۷۴	*-۷/۲۵	*-۶/۵۸	*-۶/۹۰
rs (with trend)	-۳/۲۴	-۰/۰۳	-۰/۵۴	-۰/۷۵	-۱/۰۶	-۲/۵۶	-۰/۳۷	-۰/۱۷
Drs	-۲/۵۵	*-۴/۲۴	*-۷/۲۷	*-۷/۴۰	*-۶/۸۵	*-۸/۳۷	*-۶/۸۸	*-۶/۸۱
lrs (with trend)	-۳/۲۴	-۲/۷۷	-۳/۳۴	-۳/۶۴	-۳/۷۶	-۲/۷۱	-۳/۹۴	-۲/۴۰
Dlrs	-۲/۵۵	*-۷/۲۷	*-۷/۵۲	*-۷/۷۲	*-۷/۵۵	*-۷/۱۶	*-۷/۵۶	*-۷/۷۳

*در سطح ۵ درصد معنادار است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول(۵). نتایج آزمون ریشه واحد متغیر جهانی

Global Variables	Critical Value	Statistic
poil (with trend)	-۳/۲۴	-۲/۴۳
Dpoil	-۲/۵۵	*-۸/۶۵

*در سطح ۵ درصد معنادار است

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۴. انتخاب وقفه‌های الگو

الگوهای هر کشور طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۱ میلادی تصریح و تخمین زده می‌شود. مرحله بعد انتخاب وقفه در الگوی خودرگرسیون برداری خاص هر کشور[1] است که p_i و q_i به ترتیب وقفه‌های متغیرهای داخلی و خارجی هستند. این وقفه‌ها بر اساس معیارهای شوارز و آکائیک انتخاب می‌شوند. الگوهای خاص هر کشور در فرم بردار تصحیح خطا و بر اساس رگرسیون کاهش رتبه یافته تخمین زده می‌شوند. مرتبه هم‌جمعی الگو بر اساس آماره تریس جوهانسون مطابق با مقاله پسران، شین و اسمیت[2] (۲۰۰۰) و برای الگوهای با رگرسیون‌های برونزای ضعیف[3] I(1) (در سطح بحرانی ۹۵ درصد) محاسبه شده است. به طور خاص، برای ۱۳ کشور یک رابطه هم‌جمعی، برای ۷

1. VARX*
2. Pesaran, Shin, and Smith
3. Weakly exogenous

کشور دو رابطه و برای ۷ کشور نیز سه رابطه هم‌جمعی پیدا شد (جدول ۶). نتایج آزمون همبستگی پیاپی نشان داد که همبستگی پیاپی در سطح معنادار ۵ درصد در اکثر معادلات وجود ندارد.

جدول (۶). وقفه‌های بهینه و تعداد بردارهای هم‌جمعی برخی کشورهای منتخب

کشور	p	q	تعداد بردار هم‌جمعی
چین	۲	۱	۱
یورو	۱	۱	۲
هند	۱	۱	۳
ایران	۱	۱	۱
ژاپن	۲	۱	۳
کره جنوبی	۱	۱	۴
آمریکا	۲	۱	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴. آزمون برونزایی ضعیف

همانطور که پیش‌تر بیان شد، فرض اصلی در استراتژی برآورد الگوها در این مقاله برونزای ضعیف بودن متغیر X_{it}^{*} با توجه به پارامترهای بلندمدت الگوی شرطی است. حال آزمون رسمی برای بررسی این فرضیه را برای متغیرهای خارجی هر کشور (متغیرهای ستاره‌دار) و قیمت نفت ارائه می‌شود. برونزایی ضعیف در مطالعه جوهانسون [1] (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران [2] (۱۹۹۸) مورد بحث قرار گرفته است که شامل آزمونی از معنی‌داری توأم عبارات تصحیح خطای برآورد شده در معادلات کمکی برای متغیرهای خارجی هر X_{it}^{*} است و به ویژه برای هر اندیس ℓ ام از X_{it}^{*} رگرسیون زیر انجام می‌گیرد:

$$\Delta X_{it,\ell}^{*} = a_{i,\ell} + \sum_{i=1}^{ri} \delta_{ij,l} ECM_{ij,t-1} + \sum_{k=1}^{si} \phi_{ik,\ell}^{'} \Delta X_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{ni} \psi_{im,\ell}^{'} \Delta \tilde{X}_{i,t-m}^{*} + \eta_{it,\ell}$$

که در آن $ECM_{ij,t-1}$ به ازای $j = 1, 2, \ldots, r_i$ عبارات تصحیح خطای برآورد شده با

1. Johansen
2. Harbo et al.

توجه به روابط هم‌جمعی r_i و $\Delta\tilde{x}_{it}^{*} = (x_{it}'^{*}, \Delta(e_{it}^{*} - p_{it}^{*}), \Delta p_t^{0})'$ به دست آمده برای الگوی کشور i ام است. در مورد آمریکا عبارت $(e^{*}_{it} - p^{*}_{it})$ به طور ضمنی شامل Δx_{it}^{*} است. آزمون برای برونزایی ضعیف، از طریق انجام آزمون F برای یک فرضیه مشترک انجام می‌شود که در رگرسیون بالا $\delta_{ij,l} = 0$ به ازای $j = ۱, ۲, \ldots, r_i$ است. نتایج کشورها در جدول (۷) خلاصه شده است.

جدول (۷). آزمون متغیر برونزایی ضعیف برای متغیرهای خارجی برخی کشورهای منتخب الگو

کشور	F test	ناحیه بحرانی	y_{it}^{*}	$\Delta P_{i,t}^{*}$	$eq_{i,t}^{*}$	$e_{i,t}^{*} - P_{i,t}^{*}$	$\rho_{i,t}^{*s}$	$\rho_{i,t}^{*l}$
چین	F(1,88)	۳/۹۵	۰/۰۱	۰/۱۴	۳/۲۶	-	۰/۱۴	۰/۰۵
یورو	F(2,90)	۳/۱۰	۰/۱۶	۲/۸۹	۱/۵۵	-	۰/۷۵	۰/۵۰
هند	F(3,89)	۲/۷۱	۰/۸۳	۰/۳۹	۲/۶۵	-	۲/۳۴	۰/۵۲
ایران	F(1,91)	۳/۹۵	۰/۵۵	۰/۲۷	۲/۱۱	-	۰/۰۹	۲/۲۷
ژاپن	F(3,89)	۲/۷۱	۲/۲۸	۰/۲۷	۱/۰۸	-	۱/۱۶	۰/۷۱
کره جنوبی	F(4,88)	۲/۴۸	۲/۲۱	۰/۸۴	۱/۹۸	-	۱/۱۰	۰/۶۰
آمریکا	F(1,94)	۳/۹۴	۲/۴۰	۱/۶۴	-	۰/۳۴	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج فوق، در سطح معناداری ۵ درصد فرض برونزایی ضعیف برای کلیه متغیرها رد نمی‌شود که از نظر آماری قابل قبول است.

۵-۴. آزمون برای شکست ساختاری

احتمال شکست ساختاری یکی از مشکلات اساسی در الگوسازی اقتصاد است که با افزایش حجم نمونه احتمال وقوع آن افزایش می‌یابد و الگوی‌های خود رگرسیون برداری جهانی نیز از این قاعده مستثنی نیست. در جدول (۸) خلاصه‌ای از چندین آزمون آماری برای ارزیابی پایداری ساختار ضرایب برآورد شده و واریانس خطای الگوهای

تصحیح خطای برداری خاص هر کشور[1] گزارش شده است. آزمون‌های حداکثر مجموع تجمعی باقیمانده‌ها[2] که با PK_{sup} و میانگین مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها که با PK_{msq} مشخص شده به کار گرفته شده است. آزمون برای پارامترهای پایداری، در مقابل نامانایی با آزمون نایبلوم[3] نشان داده شده است

جدول (۸). تعداد رد فرضیه صفر مبنی بر پایداری هر متغیر در الگویهای هر کشور در سطح ۱ درصد

	متغیرهای داخلی						
کشور	y	dP	eq	$e-p$	ρ^s	ρ^l	تعداد (درصد)
PKsup	۲(۷/۴)	۱(۳/۷)	۲(۱۰)	۲(۷/۶)	۲(۷/۶)	۰(۰)	۹(۶/۴)
PKmsq	۳(۱۱)	۰(۰)	۱(۵)	۱(۳)	۱(۳)	۰(۰)	۶(۴/۲)
Nyblom	۳(۱۱)	۵(۱۸)	۳(۱۵)	۳(۱۱)	۱۱(۴۲)	۲(۱۴)	۲۷(۱۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه نتایج آزمون‌ها در ۸۳ درصد موارد پایداری ضرایب تأیید می‌شود و عدم پایداری بقیه موارد احتمالاً به خاطر شکست پایداری ضرایب نبوده و از شکست واریانس خطا ناشی می‌شود که این نتیجه‌گیری در بسیاری از مطالعات مانند استاک و واتسون[4] (۲۰۰۲)، آرتیس و همکاران[5] (۲۰۰۴) و چچتی و همکاران[6] (۲۰۰۵) اثبات شده است و در این مقاله به آن پرداخته نمی‌شود.

به طور کلی شگفت‌آور نیست که شواهدی مبنی بر ناپایداری ساختاری وجود داشته باشد اما به نظر می‌رسد که این امر عمدتاً محدود به واریانس جمله خطا است و مشکل احتمالی تغییر خطای واریانس با استفاده از انحراف معیار قوی هنگام بررسی اثرات تأثیر

1. VECMX
2. CUSUM
3. Nyblom
4. Stock and Watson
5. Artis et al.
6. Cecchetti et al.

متغیرهای خارجی و تجزیه و تحلیل پاسخ‌های تکانه بر پایه روش بوت استرپ و فاصله‌اطمینان در مقابل تخمین های نقطه‌ای برطرف می‌شود.

۶-۳. اثرات هم‌زمان متغیرهای خارجی بر مقادیر داخلی آن‌ها

جدول (۹) اثرات همزمان متغیرهای خارجی بر مقادیر داخلی آن‌ها برای نسبت‌های t نشان می‌دهد که با استفاده از تخمین‌زننده ناهمسانی واریانس نیوی-وست و خود همبستگی[1] محاسبه شده است. این مقادیر را می‌توان به عنوان کشش‌های اثرگذاری بین متغیرهای داخلی و خارجی تفسیر نمود. بیشتر این کشش‌ها همانطور که انتظار می‌روند معنادار هستند به طوری که اطلاعاتی در رابطه با پیوندهای بین‌المللی بین متغیرها داخلی و خارجی را ارائه می‌دهند. به عنوان مثال، با تغییر یک درصد تولید واقعی برون‌زای فصلی در منطقه یورو منجر به افزایش ۰.۵۶ درصد تولید واقعی منطقه یورو در همان دوره می‌شود. به طور مشابه کشش‌های اثر تولید ناخالص داخلی که به عنوان متغیر خارجی در نظر گرفته شده‌اند برای برای کشورهای مورد بررسی قابل محاسبه است.

جدول (۹). اثرات همزمان نظیر به نظیر متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی

کشور	y_{it}	$dP_{i,t}$	$eq_{i,t}$	$\rho^{s}_{i,t}$	$\rho^{l}_{i,t}$
چین	۰/۷۸	۰/۳۴	-	-۰/۰۲	-
یورو	۰/۵۲	۰/۳۸	۱/۲۰	۰/۰۲	۰/۸۱
هند	۰/۱۵	۰/۴۴	۰/۷۸	-۰/۰۳	
ایران	-۰/۷۹	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۲۳
ژاپن	۰/۶۹	-۰/۰۳	۰/۸۰	۰/۰۰	۰/۴۱
کره جنوبی	۰/۶۳	۰/۵۵	۱/۰۲	۰/۲۸	۰/۷۸
آمریکا	۰/۳۸	۰/۳۱	-	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Newey–West Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Variance Estimator

مهم‌تر از همه، کشش قیمت سهام واقعی معنادار و در اکثر موارد تقریباً یک است. از این رو به نظر می‌رسد بازارهای سهام در اکثر کشورها (در ایران تأثیرگذار 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 و در مقابل، تورم کشش نسبتاً کمی دارد.

۷-۳. میانگین همبستگی مقطعی دوطرفه[1]

یکی از مفروضات کلیدی رویکرد خود رگرسیون برداری جهانی شوک‌های منحصربه فرد[2] کشورها است که باید به طور مقطعی همبستگی ضعیف باشند. بنابراین با میل کردن تعداد نمونه به سمت بی‌نهایت همبستگی متغیرهای خارجی و جملات خطا به سمت صفر میل می‌کند[3] و درنتیجه برون‌زا بودن متغیرهای خارجی تضمین می‌شود. برای تشخیص میزان تأثیر متغیرهای خارجی خاص کشور در کاهش همبستگی مقطعی متغیرها در الگوی خود رگرسیون برداری جهانی، میانگین همبستگی مقطعی دو طرفه برای تفاضل‌های مرتبه اول متغیرهای درون‌زا و پسماندهای مربوط به هر کشور در الگوهای تصحیح خطای برداری خاص هر کشور برای دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۰ میلادی محاسبه شده است. نتایج برای کلیه متغیرها در جدول (۱۰) آمده است.

همانطور که مشاهده می‌شود قیمت سهام بیشترین همبستگی مقطعی را بین متغیرها دارد (به جز ایران که رابطه عکس دارد) که در تفاضل مرتبه اول بین ۴۳ تا ۶۰ درصد است پس از آن نرخ بهره بلندمدت، نرخ ارز، تولید واقعی، نرخ بهره کوتاه‌مدت و سرانجام تورم قرار دارند. به طور کلی شواهد قابل توجهی از همبستگی متقابل کشورها

1. Average Pairwise Cross-section Correlations
2. Idiosyncratic
3. $Cov(x*it, uit) \rightarrow 0, with\ N \rightarrow \infty$

برای متغیرها موجود در الگوی خود رگرسیون برداری جهانی وجود دارد حتی هنگامی که با تفاضل مرتبه اول مانا شده‌اند.

جدول (۱۰). میانگین همبستگی مقطعی دوطرفه برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای داخلی همه متغیرهای داخلی

کشور	y	dP	eq	$e-p$	ρ^s	ρ^l
چین	۰/۱۴	۰/۰۳	-	۰/۰۹	۰/۰۶	-
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
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
آمریکا	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۵۶	۰/۰۳	۰/۱۸	۰/۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نشان دادن همبستگی مقطعی پسماندهای الگوهای تصحیح خطای برداری خاص هر کشور (شامل متغیرهای داخلی و خارجی ستاره دار) بسیار جالب توجه است و به جز 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 پسماندها بین ۱۲- درصد و ۸ درصد است. این الگو 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. اگرچه این نتایج، یک آزمون آماری رسمی از اهمیت متغیرهای خارجی در الگوی GVAR تشکیل نمی‌دهد، اما نشانگر مهمی از سودمندی آن‌ها در الگوسازی وابستگی های جهانی است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که زمانی که الگوهای خاص هر کشور مشروط به متغیرهای خارجی فرموله می‌شوند، همبستگی کمی در سراسر شوک‌ها از مناطق

مختلف باقی می‌ماند.

۸-۴. توابع کنش-واکنش جهانی (GIRFs[1])

برای بررسی ویژگی‌های پویای الگوی جهانی و ارزیابی زمانی اثرات شوک‌های مختص هر متغیر بین کشورها، پیامدهای شوک منفی جهانی تولید ناخالص داخلی بر تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب، شوک منفی جهانی تولید ناخالص داخلی بر بازارهای مالی و شوک تولید ناخالص داخلی هر کشور بر خود آن کشور بررسی می‌شود. همانگونه که قبلاً نیز بیان شد، علت انتخاب این شوک‌ها، تأثیر زیاد پاندمی ویروس کرونا بر تولید ناخالص داخلی و بازارهای مالی کشورها است.

توابع واکنش ضربه‌ای جایگزینی برای توابع واکنش متعامد[2] هستند. رویکرد متعامد نیاز دارد که پاسخ‌های ضربه را با توجه به مجموعه‌ای از شوک‌های متعامد محاسبه کند، در حالی که رویکرد توابع واکنش ضربه‌ای شوک‌های مربوط به خطاهای فردی و تجمیع اثرات دیگر شوک‌ها با استفاده از توزیع مشاهده شده همه شوک‌ها بدون هیچ‌گونه تعامدی را محاسبه می‌کند. توابع واکنش ضربه‌ای اطلاعات مفیدی را در رابطه با تغییرات متغیرها ارائه می‌دهد. اگرچه این رویکرد نمی‌تواند اطلاعاتی در مورد دلایل تغییرات ارائه دهد اما می‌تواند درباره پویایی انتقال شوک‌ها کاملاً آموزنده باشد.

راه حل ارائه شده توسط الگوی خود رگرسیون بردار جهانی در معادله (۱) را در نظر بگیرید. توابع واکنش ضربه‌ای بر آن اساس به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$GIRF\left(X_{ti}u_{i\ell t,}n\right) = E(X_{t+n}|u_{i\ell t}) = \sqrt{\sigma_{ii,\ell\ell}},/t-1) - E(X_{t+n}|/t-1), \quad (۱)$$

که در آن $/t-1$ اطلاعات مربوط به یک وقفه زمانی است، $\sigma_{ii,\ell\ell}$ *قطر اصلی ماتریس واریانس کوواریانس* $\sum_{-}u$ مربوط به معادله ℓام در iامین کشور و n افقی است. بدین ترتیب که GIRF ها یک واحد (یک انحراف معیار) شوک در زمان t در معادله ℓام در

1. Generalized Impulse Response Functions
2. Orthogonalized Impulse Responses

الگوی فوق در متغیر j ام در زمان t + n شوک وارد می کنند، واکنش در زمان t+n در عنصر jth عبارت است از:

$$GIRF\left(X_{ti,}u_{i\ell t,}n\right)=\frac{e_j^{'}A_nG_0^{-1}\sum_u e_\ell}{\sqrt{e_\ell^{'}\sum_u e_\ell}},n=0,1,2,\dots;\ell,j=1,2,\dots,k, \qquad (۲)$$

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

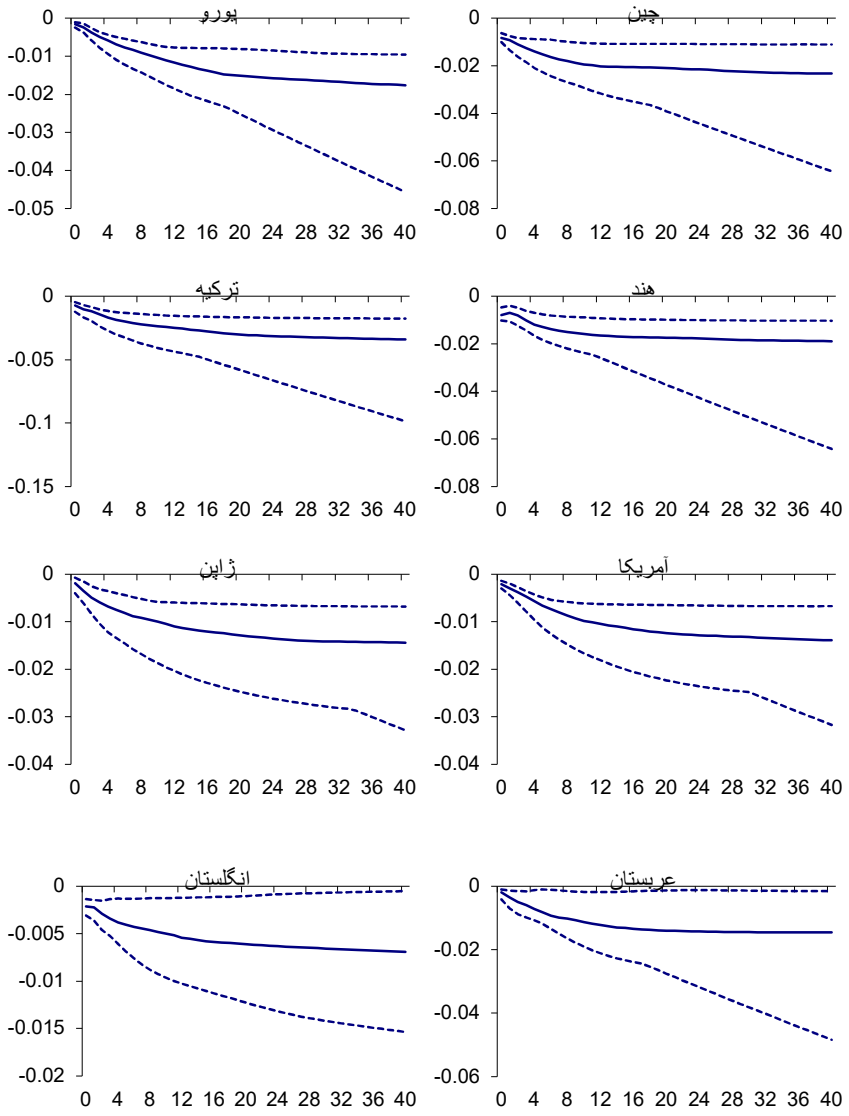
نمودار ۱ تخمین‌های توابع واکنش ضربه‌ای جهانی در فاصله اطمینان ۹۰ درصد بوت استرپ است و همانطور که در شکل‌ها مشخص است با سرعت مناسب حل می‌شوند و نشان از پایداری الگو دارد.

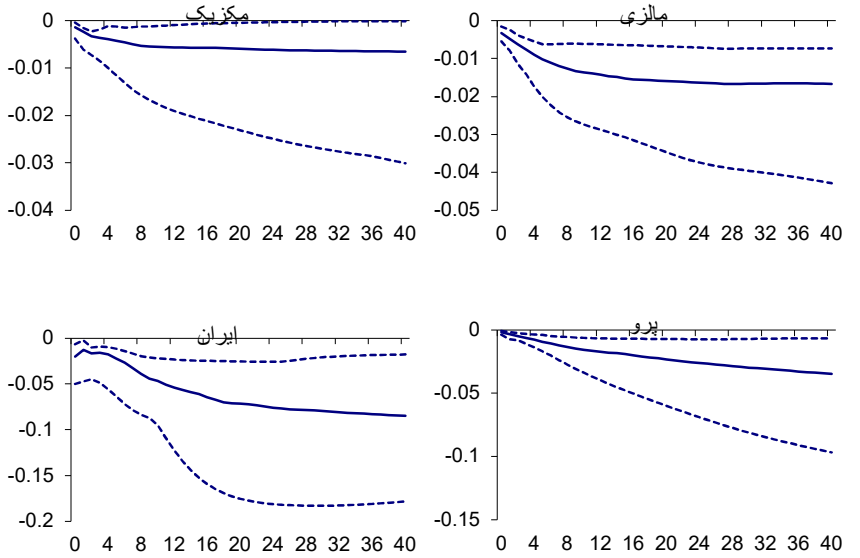
همانطور که قبلاً بیان شد، در این مرحله تلاش می‌شود شوک ناشی از شیوع ویروس کرونا که باعث کاهش رشد اقتصادی جهانی می‌شود بر تولید ناخالص داخلی کشورها و بازارهای مالی بررسی شود.

۱-۸-۴. اثر شوک ناشی از شیوع ویروس کرونا بر تولید ناخاص داخلی کشورها

با وجود درنظر گرفتن بسته‌های محرک تقاضا، برای کشورهای توسعه‌یافته تا پایان سال ۲۰۲۰ میلادی کاهش رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است و این به معنای کاهش واردات مواد خام و انرژی از کشورهای درحال توسعه و کاهش تجارت است. در این راستا ابتدا توابع واکنش ضربه‌ای جهانی را برای یک شوک منفی به اندازه یک انحراف معیار به تولید ناخالص داخلی جهان نسبت به تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب در نمودار (۱) نشان داده شده است. این شوک با فرض عدم شوک مثبت در طول دوره است. میزان اثرگذاری شوک در کشورهای مختلف متفاوت است. این شوک منفی، تولید ناخالص داخلی چین را بلافاصله ۰/۷ درصد کاهش می‌دهد و تا سه سال پایدار است. شوک منفی جهانی با توجه به حجم تجارت بیشترین تأثیر را بر کشور چین دارد و پس از آن، کشورهای هند، اروپا و آمریکا با ۰/۱۸، ۰/۵ و ۰/۲ قرار دارند. میزان پایداری این شوک نیز در بین کشورها متفاوت است. شوک منفی تولید ناخالص داخلی

جهانی بر ایران بلافاصله ۱/۹ تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد و اثر این شوک مانند اقتصادهای مشابه ایران یعنی عربستان و ترکیه پایدار است.





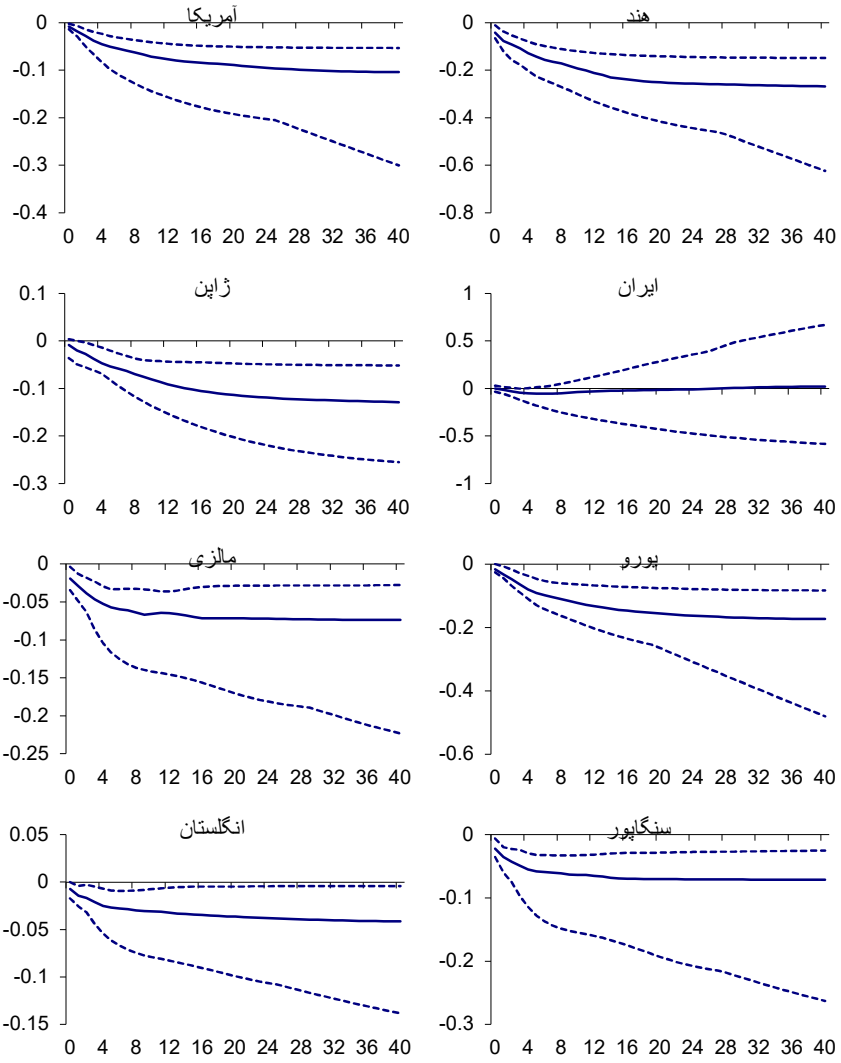
نمودار (۱).پاسخ تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب به شوک منفی تولید ناخالص داخلی جهانی به میزان یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۸-۴. اثر شوک ناشی از شیوع ویروس کرونا بر بر بازار مالی کشورها

شوک جهانی ویروس کرونا بازار سهام اکثر کشورهای جهان را تحت تأثیر قرار داد. نمودار (۲) توابع واکنش ضربه‌ای جهانی مربوط به شوک منفی تولید ناخالص داخلی جهان بر بازارهای مالی را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود شوک منفی حاصل از ویروس کرونا تنها بر بازار سرمایه ایران تأثیر نداشته و باعث ریزش بازار سرمایه در کشورهای منتخب شده است. شوک منفی باعث ریزش ۰/۲ درصدی بازار سرمایه آمریکا می‌شود. بازار سرمایه اروپا و هند نیز بلافاصله تأثیر می‌پذیرند اما بازار سرمایه کره جنوبی و ژاپن با یک دوره وقفه واکنش نشان می‌دهند. البته دلیل کم بودن شوک وارده و اختلاف آن با مقدار واقعی اولاً کوچک بودن شوک در مقایسه با شوک واقعی و ثانیاً شوک تولید ناخالص داخلی کشورها بر خودشان که در قسمت بعد بررسی

می‌شود نیز بر بازار سرمایه تأثیرگذار است.



نمودار (۲). پاسخ بازار سهام کشورهای منتخب به شوک منفی تولید ناخالص داخلی جهانی به میزان یک انحراف معیار

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

شوک ناشی از ویروس کرونا، باعث به وجود آمدن دومین بحران بزرگ اقتصادی و مالی قرن بیست و یکم شده است. اثر ویروس کرونا با توجه به عواملی بسیاری مانند سیستم بهداشت، جمعیت، ساختار جمعیتی، از نظر جغرافیایی و درجه توسعه‌یافتگی بر کشورها متفاوت است اما کاهش شدید رشد اقتصادی، کاهش تقاضای جهانی و ... برای کشورها دور از انتظار نیست و اثرات اولیه آن افت شدید بازارهای سرمایه در اکثر کشورها بوده است.

شوک حاصل از ویروس کرونا بر بازار سرمایه ایران هم تأثیری ندارد چون بازار سرمایه ایران با دیگر کشورها ارتباطی ندارد. اما شوک تولید ناخالص داخلی داخلی ایران بر خودش تأثیر بسیار زیادی دارد به طوری که با شوک منفی به اندازه یک انحراف معیار، تولید ناخالص داخلی ایران ۱/۹ درصد بلافاصله کاهش می‌یابد و اثر آن نیز پایدار است اما اثر این شوک برای کشورهای توسعه یافته مانند کشورهای اروپایی کم‌تر است. پس اقتصاد ایران مانند سایر کشورها که از شوک منفی جهانی و سایر کشورهای اثرپذیرند، برای عبور از این بحران ابتدا باید از انتشار ویروس کرونا جلوگیری کند و برای کسب و کارها و صنایع بسته‌های حمایتی درنظر بگیرند تا از ورشکستگی کسب و کارها و کاهش رشد تولید ناخالص داخلی جلوگیری شود. درنهایت ، تأثیر ویروس کرونا بر اقتصاد بیش از همه به این بستگی دارد که چه میزان استراتژی‌های اجرا شده برای مهار ویروس مؤثر بوده است و آیا سیاست مالی با اندازه شوک مطابقت دارد یا خیر؟ و بازگشت به تولید ناخالص قبل به عواملی مانند تفاوت در زمان و شدت شیوع، اقدامات دولت، ترکیب بخش‌های اقتصادی و پاسخ به سیاست‌های پولی و مالی بستگی دارد.

منابع:

- Arabmzar, A., & Golmoradi, H. (2010). An Investigation of Structural Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Iran. *Journal of Economics and Modeling*, 1(1), 41-80 (in Persian).

- Artis, M.J., Osborn D., & Perez P.J. (2004). The international business cycle in a changing world: volatility and the propagation of shocks in the G7. CEPR Working Paper. No 4652.
- Bussière, M., Chudik, A., & Sestieri, G. (2009). Modelling global trade flows: results from a GVAR model. European central bank working paper. No 1087.
- Çakır, 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.
- Cecchetti, S.G., Flores-Lagunes, A., & Krause, S. (2005). Assessing the sources of changes in the volatility of real growth: RBA annual conference volume, in *The Changing Nature of the Business Cycle*, Kent C, Norman, D. (eds). Reserve Bank of Australia: Sydney, 115–138.
- 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.
- 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. (2013). *The GVAR handbook: Structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis*. Oxford University Press. 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.
- Ghorbanzad, J., Saadat, R., Mohammadi, T. & Abounouri E. (2020). The Response of Iran's Macroeconomic Variables to the US Government Spending Shock: GVAR Approach. *Journal of Financial Economics,* 14(50), 91-114 (in Persian).
- Hajebi, E., Razmi, S.M.J., Adeli, M.H.M. & Mohamadi, T. (2019) Effect of U.S. Monetary policy shock on GDP of oil-exporting countries: A GVAR Approach. *Journal of Econometric Modelling*, 4(4), 59-84 (in Persian).
- Krugman, P., & Lawrence, R. (1993). Trade, jobs, and wages. National Bureau of Economic Research, No w4478.
- Mohaddes, K., & Pesaran, M.H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy: A counterfactual analysis. *Energy Economics*, 59, 382-399
- Nyblom, J. (1989). Testing for the Constancy of Parameters Over Time.

Journal of the American Statistical Association, 84, 223-230.
- Osorio, C., & Unsal, D. F. (2013). Inflation dynamics in Asia: Causes, changes, and spillovers from China. *Journal of Asian Economics*, 24, 26-40.
- Park, H.J. & W.A. Fuller (1995). Alternative Estimators and Unit Root Tests for the Autoregressive Process. *Journal of Time Series Analysis*, 16, 415-429.
- Pesaran, M.H., Schuermann, T. & Weiner, S.M. (2004), 'Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error- Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, 129-162.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (1996). Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11-30.
- Vargas, M., & Hess, D. (2019). The Caribbean and its Linkages with the World: A GVAR Model Approach. IMF Working Papers, No 256.

Investigating the Effects of Shock Caused by Covid-19 Virus on the Iran's Economy: A GVAR Approach

Emadodin Sakhaei*
Morteza Khorsandi (Ph.D)**
Teimour Mohammadi (Ph.D)***
Hamidreza Arbab (Ph.D)****

Received: 06/08/2020 Accepted: 03/03/2021

Abstract
The corona-virus epidemic and its rapid spread have had major negative effects on the global economy. This article examines its negative shock on the economy of Iran and several selected countries. For this purpose, the Global Vector Auto-regressive model (GVAR) and seasonal data for the years 1990-2019 for 34 countries have been used. The results show that the negative shock of global GDP immediately reduces China's production by 0.7% and is stable for three years. The global shock has slowed economic growth in India, Europe, and the United States by 0.18, 0.5 and 0.2, respectively. Although negative shock to stock markets has not affected the Iranian capital market but has caused the collapse of the capital market in selected countries. Corona virus affects Iran's economy only by reducing GDP, but since it is a shock to production, its effect is more lasting, and in the first stage, it reduces GDP by 1.9%.

Keywords: *Corona Virus, Iran Economy, Economic Shock, GVAR.*
JEL Classification: *F44, E32, F62.*

* Ph.D Candidate in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email: e_sakhaei@atu.ac.ir
** Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Email: mkhorsandi@atu.ac.ir
*** Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Email: mohammadi@atu.ac.ir
**** Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Email: arbab@atu.ac.ir