Archive of SID

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۳۱، پاییز ۱۳۹۸
صفحات: ۶۵-۳۳
DOI: 10.22084/aes.2019.18137.2797

بررسی امکان تشکیل اتحادیه پولی مشترک بین کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری جهانی GVAR

احمد جعفری صمیمی[۱]
امیرمنصور طهرانچیان[۲]
سمیرا کرمی[۳*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۱۳

چکیده

ایجاد اتحادیه پولی مشترک می‌تواند منافع اقتصادی قابل‌توجهی را از طریق کاهش هزینه‌های دادوستد، حذف ریسک‌های نرخ ارز و به‌تبع آن رشد تجارت به بار آورد. در این مطالعه به‌منظور بررسی امکان تشکیل اتحادیه پولی مشترک بین کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای، اثر شوک‌های خارجی و داخلی بخش عرضه و تقاضا روی متغیرهای کلان اقتصادی این کشورها، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری جهانی GVAR و داده فصلی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ بررسی شده است. نتایج بررسی اثرات شوک‌های خارجی بیانگر این است که به‌جز قرقیزستان، رفتار سایر کشورها به شوک‌های خارجی نسبتاً متقارن است. نتایج بیانگر واکنش آنی نسبتاً متقارن کشورها به سیاست‌های پولی داخلی است، به‌طوری‌که تنها در بخش خارجی اقتصاد شاهد عدم تقارن‌هایی در رابطه با نحوه اثرگذاری شوک‌های پولی بوده‌ایم. نتایج بررسی اثر شوک‌های بخش عرضه، عکس‌العمل‌ها نامتقارن‌تر متغیرها مدل در مقایسه با شوک‌های خارجی را نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که بیشترین عدم تقارن را می‌توان در اثرگذاری شوک‌های بخش عرضه بر روی نرخ بهره کشورها مشاهده کرد؛ نتایج فوق ساختارهای سیاست‌گذاری متفاوت بانک‌های مرکزی کشورهای موردبررسی را نشان می‌دهد. از طرف دیگر در رابطه با اقتصاد ایران و قرقیزستان، شاهد عکس‌العمل متفاوت متغیرهای بخش خارجی در مقایسه با سایر کشورها هستیم به‌طوری‌که نتایج فوق، تفاوت‌های موجود در نظام‌های ارزی یا سایر ساختاری‌های بخش خارجی این کشورها را نسبت به سایر کشورها نشان می‌دهد. نتایج نهایی بیانگر تقارن بیشتر اثرگذاری شوک‌های موردبررسی در کشورهای چین، هندوستان و روسیه نسبت به ایران و قرقیزستان است، به‌طوری‌که امکان تشکیل اتحادیه پولی بین این کشورها بیشتر است.

کلید واژه‌ها: تکانه‌های پولی، کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای، GVAR.

طبقه‌بندی JEL: C5, E20, F16, E47, E32.

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران **Email:** jasamimi@umz.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران **Email:** mtehranchian@umz.c.ir
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران(*نویسنده مسئول) **Email:**skarami81852@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

ایجاد یک ارز مشترک می‌تواند منافع اقتصادی قابل‌توجهی را از طریق کاهش هزینه‌های دادوستد اجناس و سرویس‌های تجاری و نیز حذف ریسک‌های نرخ ارز و به‌تبع آن رشد تجارت و سرمایه به بار آورد. یک ارز مشترک همچنین تصرفات نسبی قیمت را کاهش می‌دهد چراکه امکان مقایسه مستقیم قیمت‌ها در کشورها را فراهم می‌کند. به‌علاوه، کشورها دیگر نیازی به حجم بالای ذخیره ارز خارجی به‌منظور دفاع از ارزهایشان را نخواهند داشت (گروس و ثیگسن[1]، ۱۹۹۹). بااین‌حال، درصورتی‌که ساختارهای اقتصادی کشورها مستعد یک اتحادیه پولی نباشد ممکن است هزینه‌ها بیشتر از منافع باشد؛ به‌عنوان مثال یکی از هزینه‌های عضویت در اتحادیه پولی، لزوم چشم‌پوشی کشورهای عضو از سیاست پولی مستقل است، به‌طوری‌که کشورها هنگامی‌که با به شوک داخلی مواجه شدند، نمی‌توانند با افزایش و کاهش عرضه پول، به‌طور مؤثر به مسئله پاسخ دهند و مجبور هستند که تماماً به سیاست مالی اتکا کنند. اضافه بر این، پیوستن به یک اتحادیه متضمن هزینه‌های قابل‌توجه از قبیل تبدیل دارایی‌های معوق به یک ارز جدید است که می‌تواند سودهای بالقوه حاصل از یک ارز مشترک را کاهش و یا حتی حذف کند (رژیم[2] و همکاران، ۲۰۱۵).

به‌منظور درک این مسئله که آیا تشکیل یک اتحادیه پولی می‌تواند اثرات اقتصادی مثبتی داشته باشد یا خیر، از تئوری حوزه ارز بهینه[3] (OCA) استفاده می‌شود. معیارها و ملاک‌های مورد استفاده در تئوری فوق در کارهای کلاسیک ماندل[4] (۱۹۶۱)، مک کینان[5] (۱۹۶۳) و کنن[6] (۱۹۶۹) بیان شده و شامل: ۱) جنبش کارگری، ۲) باز بودن اقتصادی، ۳) تنوع محصول، ۴) یکپارچگی مالی می‌شود. موضوع قابل‌توجه این است که معیار فوق ماهیت کیفی دارد بنابراین از معرفی یک رویکرد شناخته‌شده خوب برای ارزیابی منسجم اعتبار یک اتحادیه پولی ناکام است. تحقیقات اخیر بر روی ابداع روش‌شناسی‌های تجربی جهت کمی سازی تئوری OCA قرار دارد. یکی از شناخته‌شده‌ترین نمونه این روش‌شناسی‌ها، معرفی «معیار همگرایی[7]» معاهده ماستریخت[8] بود که برای ارزیابی آمادگی کشورهای اروپایی مایل به پیوستن به اتحادیه اروپا بکار می‌رفت. آگبیگبه[9] (۲۰۰۸) برخی از معیارهای معاهده را جهت ارزیابی این مهم که آیا «کمیته توسعه آفریقا جنوبی»[10] برای یک اتحادیه پایدار پولی مناسب است یا نه به‌کار برده است. علیرغم مزیت‌هایی معیار همگرایی، این رویکرد در معرض ابهاماتی در رابطه با نبود یک پایه

1. Gros & Thygesen
2. Regmi and
3. Optimum Currency Area
4. Mundell
5. McKinnon
6. Kenen
7. Convergence-criteria
8. Maastricht Treaty
9. Agbeyegbe
10. Southern Africa Development Community

www.SID.ir

Archive of SID

نظری قوی قرار دارد. بنابراین، این معیار را می‌توان به‌عنوان شرط لازم و نه کافی برای تشکیل اتحادیه پولی در نظر گرفت. یک رویکرد جدیدتر به‌منظور بررسی امکان تشکیل اتحادیه پولی و عملیاتی کردن تئوری OCA، ارزیابی ویژگی‌های شوک‌های بنیادین اقتصاد کلان به‌منظور کمی کردن بسیاری از معیارهای کیفی اصلی بیان شده در تئوری OCA است. البته هرچند کشورهای اروپایی در حال پیوستن به اتحادیه اقتصادی و پولی اروپا به‌طور گسترده معیار همگرایی معاهده ماستریخت را ارضا کردند، برخی اقتصاددانان بر این باورند که چندین کشور در معرض شوک‌های نامتقارن بودند (برای مثال، سالفاتوره[1]، ۱۹۹۷). بیومی و آیخنگرین[2] (۱۹۹۲) شوک‌های تک-خاصیتی[3] را در اروپا نسبت به ایالت‌های آمریکا پیدا کردند که باعث افزایش تردید حول عملکرد بدون اصطکاک یوروی آن زمان شد. کروگمان[4] (۲۰۱۲) (۲۰۱۲) در پاسخ به بحران جاری منطقه، اظهار داشت که معماران یورو، وجود شوک‌های نامتقارن را به‌عنوان یک مشکل بالقوه مهم در نظر نگرفتند، به‌طوری‌که در واقع تئوری OCA حامی یک ارز مشترک نبود.

به‌منظور استخراج تجربی شوک‌ها، می‌توان از استراتژی ارائه شده توسط بلانچارد و کواه[5] (۱۹۸۹) استفاده کند. بیومی و آیخنگریین[6] (۱۹۹۲) که احتمالاً اولین کسانی بودند که این روش را اتخاذ کردند، یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[7] (SVAR) دومتغیره را برای بررسی شوک‌های تقاضا و عرضه در اروپا بکار برد و نتایج را با یافته‌ها در ایالات‌متحده مقایسه کردند. بیژو و فالو[8] (۲۰۰۵) و هوانگ و گوئو[9] (۲۰۰۶) رویکردی مشابه را جهت مطالعه امکان تشکیل یک اتحادیه پولی در آفریقای شرقی و آسیای شرقی به‌کار بردند. همین‌طور مطالعاتی وجود دارد که امکان ایجاد یک ارز مشترک را در دیگر نقاط جهان با استفاده از روش‌های دیگر مورد لحاظ قرار داده‌اند (مثلاً، آلگرت و زاند-تسانمان[10]، ۲۰۰۹؛ کوبرو[11]، ۲۰۰۱). تنها کار انجام‌شده در زمینه تشکیل یک ارز مشترک در شرق آسیا متعلق به مطالعه ساکسنا[12] (۲۰۰۵) است که از یک SVAR دومتغیره برای تعیین شوک‌های عرضه و تقاضا در شرق آسیا استفاده کرد. ساکسنا (۲۰۰۵) به این نتیجه رسید که هزینه واحد پولی مشترک در جنوب آسیا کم خواهد بود و اظهار داشت که اندازه هر دو دسته شوک کوچک است و سرعت تعدیل نسبتاً سریعی را دارا هستند. بااین‌حال، محدودیت اصلی این مطالعه و رویکردهای مشابه دومتغیره این است که نقش

1. Salvatore
2. Bayoumi and Eichengreen
3. Idiosyncratic shock
4. Krugman
5. Blanchard and Quah
6. Bayoumi and Eichengreen
7. structural vector auto-regression
8. Buigut and Valev
9. Huang and Guo
10. Allegret & Sand-Zantman
11. Corbo
12. Saxena

www.SID.ir

Archive of SID

شوک‌های داخلی، منطقه‌ای و جهانی را نادیده می‌گیرند. به‌طوری‌که، به‌جای یک شوک داخلی یا منطقه‌ای، چنین همبستگی می‌تواند با یک شوک جهانی مورد بررسی قرار گیرد (چاو و کیم[۱]، ۲۰۰۳).

اهمیت این مسئله هنگامی برجسته می‌شود که در مطالعات تجربی یکی از شاخص‌ترین ویژگی‌های چرخه‌های تجاری در کشورها، الگوهای حرکت توأم تولید، تورم، نرخ‌های بهره و قیمت‌های دارایی‌های حقیقی است. این حرکات توأم در دو دهه اخیر درنتیجه یکپارچگی اقتصادی و مالی فزاینده و نظر به پیامدهای مهم کثرت سیاست اقتصاد کلان در کشورها، بسیار مورد ملاحظه قرار گرفته‌اند. مقدار حرکت توأم GDP حقیقی در کشورها، توسط شماری از مؤلفین، هم با بررسی همبستگی دومتغیره GDP حقیقی در کشورها و هم با تجزیه تغییرات GDP حقیقی به شوک‌های مشترک و خاص به کشور، به‌طور تجربی موردبررسی قرار گرفته است. تحلیل چند متغیره و چند کشوری نیز در حوزه کشورهای G − 7 انجام‌شده است. برای مثال، گرگوری، هد و رینالد[۲] (۱۹۹۷) برای کشورهای G − 7 با استفاده از فیلترینگ کالمن[۳] و تحلیل فاکتور دینامیک[۴]، تجزیه‌ای از تولید کل، مصرف و سرمایه را درون فاکتورها فراهم آورده است. دیگر تجزیه‌های مشابه نیز توسط نورین و شلاگنهاوف[۵] (۱۹۹۶)، آرتیس، کونتولمیس و اوسبورن[۶] (۱۹۹۷)، برگمن، بوردو و یونونگ[۷] (۱۹۹۸)، کلارک و شین[۸] (۲۰۰۰)، کوسه[۹] (۲۰۰۰) کانوا و مارینان[۱۰] (۱۹۹۸)، لومسدن و پراساد[۱۱] (۲۰۰۳) و کوسه[۱۲] و همکاران (۲۰۰۳) به انجام رسیده است. مشخصاً کانالهای بسیاری هستند که انتقالات بین‌المللی چرخه‌های تجاری از طریق آن‌ها صورت می‌گیرد. به‌ویژه اینکه می‌تواند درنتیجه شوک‌های جهانی مشاهده شده مشترک (از قبیل تغییرات در قیمت نفت) باشد؛ یا می‌تواند در نتیجه عوامل مشاهده نشده جهانی (از قبیل انتشار پیشرفت فن‌آوری یا توسعه‌های سیاسی منطقه‌ای) و حتی می‌تواند درنتیجه شوک‌های ملی و یا بخشی خاص باشد.

هدف تحقیق حاضر امکان تشکیل اتحادیه پولی در کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای، با استفاده از بررسی همبستگی شوک‌های اقتصاد کلان در کشورها مورد بررسی است، به‌طوری‌که همان‌طور که بیان شد، همبستگی قوی بین شوک‌ها می‌تواند توجیه‌گر وجود یک ارز مشترک در بین کشورها باشد. بنابراین در این تحقیق، با بررسی اثر شوک‌های خارجی و شوک‌های داخلی بخش عرضه و تقاضا، متقارن بودن شوک‌های اقتصاد کلان را موردبررسی قرار می‌دهیم. در این مطالعه تئوری

1. Chow & Kim
2. Gregory, Head and Raynauld
3. Kalman filtering
4. dynamic factor
5. Norrbin and Schlagenhauf
6. Artis, Kontolmis and Osborn
7. Bergman, Bordo and Jonung
8. Clark and Shin
9. Kose
10. Canova and Marrinan
11. Lumsdaine and Prasad
12. Kose

www.SID.ir

Archive of SID

OCA را با برآورد سهم شوک‌های خارجی و شوک‌های داخلی بخش عرضه و تقاضا روی متغیرهای کلان اقتصادی بین کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای و با به‌کارگیری یک مدل VAR جهانی[1] معرفی شده به‌وسیله پسران[2] و همکاران (۲۰۰۴) عملیاتی می‌کنیم. شوک‌های خارجی متقارن دلالت بر این دارد که کشورها با جهان خارج خوب یکپارچه شده‌اند. به‌طوری‌که اگر شوک‌های خارجی و شوک‌های عرضه و تقاضا به‌صورت متقارن بر متغیرهای هر کشور تأثیرگذار باشند، امکان ایجاد اتحادیه پولی وجود خواهد داشت. این شیوه اولین بار توسط چاو و کیم (۲۰۰۳) پیشنهاد شد که از آن برای محاسبه تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و مطالعه امکان یک ارز مشترک در شرق آسیا استفاده کردند. بعد از این تکنیک، ژاو و کیم[3] (۲۰۰۹) امکان تشکیل یک OCA را به‌وسیله حوزه فرانک CFA مورد آزمایش قرار دادند.

مقاله فوق در پنج بخش تنظیم شده است، در بخش دو، پیشینه تحقیق مطالعات انجام شده بررسی شده است، در بخش سوم به ارائه مبانی نظری مقاله پرداخته شده است، در بخش چهارم تجزیه‌وتحلیل نتایج تجربی ارائه‌شده و در نهایت در بخش پنجم به ارائه نتایج و پیشنهادهای سیاستی مقاله پرداخته شده است.

۲. پیشینه تحقیق

در بررسی اثرات شوک‌های خارجی و داخلی بخش عرضه و تقاضا جهت بررسی جواب متقارن متغیرهای کلان اقتصادی بین کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای و امکان تشکیل اتحادیه پولی، مهم‌ترین مسئله نحوه اثرگذاری شوک‌های پولی به‌عنوان متغیر خارجی در مدل است که ابعاد تجربی و تئوریک نسبتاً پیچیده‌ای را نشان می‌دهد، بر این اساس در این بخش سعی می‌شود مطالعات انجام گرفته در این حوزه موردبررسی قرار گیرد.

مطالعات تجربی زیادی بر روی شوک‌های سیاست پولی و کانال‌های انتقال آن متمرکز است. با اعمال مدل‌های VAR ساختاری در مقیاس کوچک، کیم[4] (۲۰۰۱) دریافت که سیاست پولی انبساطی ایالات‌متحده باعث افزایش تولید در کشورهای G-6 می‌شود. کانوا[5] (۲۰۰۵) اثرات ناشی از شوک‌های سیاست پولی ایالات‌متحده را بر کشورهای آمریکای لاتین به‌ویژه آن دسته از کشورها که در حال ثابت نگه داشتن نرخ ارز خود در برابر دلار آمریکا بودند به‌دست آورد که در آن انتقال از طریق کانال مالی با پاسخ‌های نرخ بهره به انجام می‌رسد. فلدکرخز و هوبر[6] (۲۰۱۶) با اعمال یک رویکرد بیزی، اثرات

1. Global VAR
2. Pesaran et al
3. Zhao and Kim
4. Kim
5. Canova
6. Feldkircher and Huber

www.SID.ir

Archive of SID

سیاست پولی ایالات‌متحده بر تولید مجموعه‌ای بزرگ از کشورها را از طریق کانال مالی و کانال تجاری تأیید کرد؛ براساس این یافته‌ها، اثرات فوق در کشورهای آمریکای لاتین قوی بود.

گئورگیادیس[1] (۲۰۱۵a) با استفاده از رویکرد GVAR دریافت که اثرات سرریز سیاست پولی ایالات‌متحده بر روی تولید در کشورهایی با توسعه مالی ضعیف‌تر و دارای نرخ ارز و بازارهای نیروی کار کم‌تر منعطف قوی‌تر است. آیزنمان[2] و همکاران (۲۰۱۶) دریافت که سرریزهای مالی از سیاست پولی در ایالات‌متحده و دیگر کشورهای، در اقتصادهایی با نرخ ارز متغیر و گشایش مالی بالاتر، بیشتر است. در نهایت، ددولا[3] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از یک رویکرد BVAR دریافتند که شوک‌های سیاست پولی ایالات‌متحده اثرات قوی‌تری بر اقتصادهای نوظهور نسبت به اقتصادهای پیشرفته دارند؛ اما خواصی از قبیل رژیم نرخ ارز، سطح درآمد، گشایش تجاری و مالی کشورها نمی‌توانند تفاوت‌های مابین کشورها را به‌طور سیستماتیک شرح دهند.

مجموعه‌ای دیگر از مقالات، انتقال شوک‌های سیاست پولی حوزه یورو را در دولت‌های عضو اتحادیه شرح می‌دهند (پیرسمان[4]، ۲۰۰۴؛ بوآوین و همکاران[5]، ۲۰۰۸؛ باریگوتسی و همکاران[6]، ۲۰۰۴). یافته مشترک این مطالعات این است که سیاست پولی حوزه یورو تااندازه‌ای به‌طور همگن برای میزان تولید در دولت‌های مختلف عضو انتقال می‌یابد اما جواب قیمت‌ها و بیکاری نامتقارن است.

سرریزهای سیاست پولی به کشورهای اروپایی خارج حوزه یورو نیز در مطالعاتی مورد بررسی قرار گرفته است. یانسن و کلاین[7] (۲۰۱۱) با استفاده از یک رویکرد SVAR دریافتند که شوک‌های سیاست پولی حوزه یورو، اثرات نسبتاً مهمی را بر نرخ ارز و میزان تولید در پنج کشور غربی خارج حوزه یورو به‌جای می‌گذارد. ممتاز و سوریکو[8] (۲۰۰۹) یک رویکرد FAVAR را بکار بردند و دریافتند که بعد از یک انبساط سیاست پولی بین‌المللی، علیرغم بالا رفتن نرخ ارز، میزان تولید بریتانیا افزایش پیدا کرده است. لئو[9] و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از یک مدل FAVAR با ضرایب متغیر در طول زمان دریافتند که بعد از یک شوک نرخ بهره خارجی، نرخ ارز در بریتانیا با گذشت زمان در سطح بالا باقی می‌ماند اما پاسخ تولید تنها قبل از دهه ۹۰ چشمگیر بوده و بعد از آن حدود صفر است.

آیکمایر و برایتونگ[10] (۲۰۰۶) با لحاظ قرار دادن کشورهای اروپای مرکزی و شرقی، یک مدل ضریب دینامیکی را برای حوزه یورو و هشت کشور CEE به‌کار بردند و دریافتند که تولید در اغلب

1. Georgiadis
2. Aizenman
3. Dedola
4. Peersman
5. Boivin
6. Barigozzi
7. Jannsen and Klein
8. Mumtaz and Surico
9. Liu
10. Eickmeier and Breitung

www.SID.ir

Archive of SID

کشورهای CEE واکنش مثبتی به شوک سیاست پولی انبساطی حوزه یورو نشان می‌دهد درحالی‌که پاسخ‌های نرخ تورم در بین کشورها نامتقارن است. بنکوفسکیس[۱] و همکاران (۲۰۱۱) بر پایه مدل‌های FAVAR برای کشورهای مجارستان، لهستان و جمهوری چک دریافتند که بعد از یک شوک سیاست پولی انقباضی حوزه یورو، نرخ ارز در این کشورها پایین آمده و قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کنند درحالی‌که متغیرهای فعالیت حقیقی درنتیجه کاهش تقاضای خارجی، نزول می‌کند. فلدکریخر[۲] (۲۰۱۴) و هاژک و هوروات[۳] (۲۰۱۵) از مدل‌های GVAR برای تحلیل انتقال شوک‌های نرخ بهره حوزه یورو به مجموعه‌ای از کشورهای غیر حوزه یورو پرداخته و پاسخ‌های متقارن میزان تولید را مشاهده کردند. هوروات و فولسلاروفا[۴] (۲۰۱۶) دریافتند که مقدار سیاست پولی غیرمتعارف حوزه یورو که با نرخ بهره اندک مشخص شده بود، دارای سرریزهای مثبت به تولید و عدم اطمینان در کشورهای بیرون حوزه یورو است درحالی‌که سرریزها به قیمت‌ها و نرخ بهره‌ها ضعیف و کم‌اهمیت مشاهده شد.

در کل در اغلب مطالعات تجربی، اثرات سرریز سیاست پولی حوزه یورو بر میزان تولید کشورهای خارج حوزه یورو به‌صورت متقارن مشاهده شده است درحالی‌که اثرات سرریز سیاست پولی بر قیمت‌ها و نرخ‌های ارز متفاوت بوده است. بدین‌سان، بسیاری از مطالعات تجربی موجود بر روی مدل دو-کشوری متمرکز است که در آن کشوری بیرون از حوزه یورو را بررسی می‌کند و بنابراین برای اثرات سرریز بالقوه بین کشورهای بیرون حوزه یورو به‌حساب نمی‌آیند (ممتاز و سوریکو[۵]، ۲۰۰۹؛ بنکوفسکیس[۶] و همکاران، ۲۰۱۱، خیمنز-رودریگز و همکاران[۷]، ۲۰۱۰). چنین رویکردی، توسط گئورگیادیس[۸] (۲۰۱۵b) مورد پرسش قرار گرفته است؛ وی نشان داد که برآوردهای سرریز حاصل از مدل‌های دو-کشوری دقت کمتری از آن مدل‌های چند-کشوری دارد. دیگر مطالعات از مدل‌های چند-کشوری استفاده می‌کند اما تنها پاسخ‌های تولید و قیمت‌ها را در نظر گرفته‌اند (ایکمایر و برایتونگ[۹]، ۲۰۰۶؛ فلدکرخر[۱۰]، ۲۰۱۴؛ هاژک و هورفات[۱۱]، ۲۰۱۵).

علاوه‌بر این، برخلاف مطالعات تجربی بر روی شوک‌های سیاست پولی ایالات‌متحده، بیشتر مطالعات روی انتقال بین‌المللی سیاست پولی حوزه یورو، جهت تشخیص اهمیت نسبی کانال تجارت و کانال مالی یا نقش ویژگی‌های کشور در اندازه اثرات سرریز انجام نگرفته است. اهمیت نسبی کانال‌های

1. Benkovskis
2. Feldkircher
3. H´ajek and Horv´ath
4. Horvath and Voslarova
5. Mumtaz and Surico
6. Benkovskis et al
7. Jim´enez-Rodr´ıguez
8. Georgiadis
9. Eickmeier and Breitung
10. Feldkircher
11. Ha´jek and Horv´ath

www.SID.ir

Archive of SID

تجاری و مالی در انتقال قیمت دارایی حوزه یورو و شوک‌های خروجی توسط گالسی و سگری[1] (۲۰۱۳) و باکه و همکاران[2] (۲۰۱۳) بررسی شده است. به‌علاوه در مطالعه که توسط بلوشتاین و کانووا[3] (۲۰۱۵)، سرریزها از سیاست پولی غیرمتعارف حوزه یورو به کشورهای بیرون حوزه یورو با استفاده از مدل BVAR تحلیل شده است. مؤلفان دریافته‌اند که شوک‌های سیاست پولی غیرمتعارف حوزه یورو، از طریق کانال مالی و نه کانال تجاری به کشورهای بیرون حوزه یورو انتقال می‌یابد و اینکه کشورهایی با بازارهای مالی جامع‌تر و توسعه‌یافته‌تر در معرض سرریزهای قوی‌تر بر روی تولید و ریسک هستند.

۳. مبانی نظری

۳-۱. مدل‌سازی انتقالات بین‌المللی: یک رویکرد GVAR

برای شروع مدل GVAR جهت تحلیل مکانیسم‌های انتقالات بین‌المللی و مرتبط ساختن آن با مدل‌های ضریب مشاهده نشده، فرض کنید که $N+1$ کشور (یا منطقه) در اقتصاد جهانی وجود دارد که با $i = 0,1, \dots, N$ اندیس گذاری شده‌اند. که در آن 0 را ایالات‌متحده در نظر می‌گیریم ولی 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 $t = 1,2, \dots, T$ و در $N+1$ کشور مدل‌سازی شود. با داشتن ماهیت کلی وابستگی‌های متقابل که ممکن است در اقتصاد جهان وجود داشته باشد، کاملاً مطلوب است که تمام متغیرهای خاص کشورها $X_{it}, i = 0,1, \dots, N$ و فاکتورهای جهانی مشاهده شده (از قبیل قیمت نفت) به‌طور درون‌زا مورد استفاده قرار گیرد.

مدل فاکتور کلی زیر نقطه شروع خوبی را برای ما ارائه می‌کند و به ما این اجازه را می‌دهد که رویکرد GVAR را با مدل‌های فاکتور که در ادبیات پیشین برای تحلیل اقتصاد کشورهای $G-7$ مورد استفاده قرار گرفته است مرتبط سازیم.

فاکتورهای جهانی مشاهده شده را با $m_d \times 1$ بردار d_t و فاکتورهای جهانی مشاهده نشده را با $m_f \times 1$ بردار f_t نشان می‌دهیم و فرض می‌کنیم که[4]:

$$x_{it} = \delta_{i0} + \delta_{i1} t + \Gamma_{id} d_t + \Gamma_{if} f_t + \xi_{it}, for\ i = 0,1, \dots, N; t = 1,2, \dots, T, \qquad (۱)$$

که در آن $\Gamma_i = (\Gamma_{id}, \Gamma_{if})$ ماتریس $k_i \times m$ از فاکتورهای در حال بارگذاری و $m = m_d + m_f$ است. ξ_{it} یک بردار $k_i \times 1$ است که بیانگر اثرات خاص کشور شامل مقادیر وقفه X_{it} یا متغیرهای

1. Galesi and Sgherri
2. Back´e
3. Bluwstein and Canova

۴. مدل‌های فاکتور دینامیک فورنی و لیپی (۱۹۹۷) همچنین می‌توانند با گنجاندن مقادیر وقفه d_t و f_t به‌عنوان فاکتورهای مازاد از طریق بسطهای d_t و f_t تعدیل شوند. برای مثال، f_t در (۱) را می‌توان با $f_t^* = (f_t', f_{t-1}', \dots, f_{t-p_f}')'$ جایگزین کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

مجازی خاص کشور است که تحولات نهادی و سیاسی را به تصویر می‌کشد؛ δ_{i0} و δ_{i1} ضرایب مقادیر جبری هستند، که در این‌جا جمله ثابت و روندهای خطی می‌باشند. دیگر مقادیر از قبیل متغیرهای مجازی فصلی نیز می‌تواند در مدل گنجانده شود. بردار متغیرهای جهانی مشاهده شده می‌تواند شامل متغیرهای بین‌المللی از قبیل قیمت نفت و یا دیگر اجناس، هزینه جهانی روی R&D یا دیگر شاخص‌های فن‌آوری جهانی مانند تعداد امتیازات بین‌المللی ثبت شده در ایالت متحده باشد.

ریشه واحد و خواص همبستگی $\mathrm{X_{it}}$ به ازای $i = 0,1, \dots, N$ می‌تواند سازگار شود اگر به ضرایب جهانی $\mathrm{h}_t = (d_t', f_t')'$ و یا ضرایب خاص کشور ξ_{it} این امکان داده شود که دارای ریشه واحد باشند. فرض می‌کنیم که:

$$\Delta h_t = \Lambda(L)\eta_t, \eta_t \sim IID(0, I_m) \quad (۲)$$

$$\Delta \xi_{it} = \Psi_i(L)v_{it}, v_{it} \sim IID(0, I_{k_i}) \quad (۳)$$

که در آن L عملگر وقفه‌ها است و

$$\Lambda(L) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \underset{m \times m}{\Lambda_\ell L^\ell}, \quad \Psi_i(L) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \underset{k_i \times k_i}{\Psi_{i\ell} L^\ell} \quad (۴)$$

ماتریس‌های ضریب Λ_l و Ψ_{il} به ازای $i = 0,1, \dots, N$ کاملاً جمع پذیرند به‌نحوی‌که $Var\ (\Delta f_t)$ و $Var\ (\Delta \xi_{it})$ کران‌دار و مثبت معین هستند و $\left[\Psi_i(L)\right]^{-1}$ موجود است. مخصوصاً باید:

$$Var(\Delta \xi_{it}) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \Psi_{i\ell} \Psi_{i\ell}' \leq K < \infty, \quad (۵)$$

که در آن K یک ماتریسی کران‌دار ثابت است.

ابتدا از (۱) مشتق می‌گیریم سپس با داشتن (۳) خواهیم داشت:

$$[\Psi_i(L)]^{-1}(1 - L)(x_{it} - \delta_{i0} - \delta_{i1}t - \Gamma_{id}d_t - \Gamma_{if}f_t) = v_{it}.$$

با استفاده از تقریب

$$(1 - L)[\Psi_i(L)]^{-1} \approx \sum_{\ell=0}^{p_i} \Phi_{i\ell} L^\ell = \Phi_i(L, p_i),$$

تقریب زیر مدل $VAR(p_i)$ را به‌دست می‌آوریم:

$$\Phi_i(L, p_i)(x_{it} - \delta_{i0} - \delta_{i1}t - \Gamma_{id}d_t - \Gamma_{if}f_t) \approx v_{it}. \quad (۶)$$

بدون فاکتور مشترک مشاهده نشده $\mathrm{f_t}$، مدل برای کشور iام از دیگر مدل‌های کشور منفک می‌شود و مدل هر کشور را می‌تواند جداگانه با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی توسعه داده شده در هاربو و

www.SID.ir

Archive of SID

دیگران (۱۹۹۸) و پساران، شین و سمیت (۲۰۰۰) برآورد کرد که در آن d_t به‌عنوان برون‌زای ضعیف مورد تعامل قرار می‌گیرد.

با گنجاندن فاکتور مشترک مشاهده نشده، مدل کاملاً پیچیده بوده و تحلیل اقتصادسنجی‌اش با استفاده از تکنیک‌های کالمن کاملاً سخت خواهد بود، مگر اینکه N بسیار کوچک باشد. هنگامی که N نسبتاً بزرگ است، یک جایگزین ساده ولی در عین حال مؤثر دنباله‌روی کردن از مطالعه پساران (۲۰۰۵) و نمایندگی f_t برحسب متوسط مقطعی متغیرهای خاص کشور X_{it} و اثرات مشترک مشاهده شده d_t است. برای این‌که ببینیم چگونه این روند می‌تواند در این زمینه بسیار پیچیده‌تر حال حاضر توجیه شود، ابتدا فرض می‌کنیم که $k_i = k$ و از همان مجموعه وزن‌های مشابه w_j به ازای $j = 0,1, \dots, N$ برای انباشته کردن روابط ویژه کشور که در رابطه (۱) تعریف شده است، جهت حصول رابطه زیر استفاده می کنیم:

$$\sum_{j=0}^{N} w_j x_{jt} = \sum_{j=0}^{N} w_j \delta_{j0} + (\sum_{j=0}^{N} w_j \delta_{j1})t + (\sum_{j=0}^{N} w_j \Gamma_{jd})d_t + (\sum_{j=0}^{N} w_j \Gamma_{jdf})f_t + \sum_{j=0}^{N} w_j \xi_{jt},$$

یا

$$x_t^* = \delta_0^* + \delta_1^* t + \Gamma_d^* d_t + \Gamma_f^* f_t + \xi_t^*. \quad (۷)$$

همچنین با در نظر گرفت (۳) خواهیم داشت:

$$\xi_t^* - \xi_{t-1}^* = \sum_{j=0}^{N} w_j \Psi_j(L) v_{jt}. \quad (۸)$$

اما با استفاده از لما[1] A. 1 در پساران (۲۰۰۵) به‌سادگی دیده می‌شود که به ازای هر t، طرف چپ رابطه (۸) در میانگین درجه دوم به صفر میل می‌کند درصورتی‌که ۱- $N \to \infty$ میل کند، ۲- رابطه (۵) برقرار باشد، ۳- شوک‌های خاص کشور V_{ij} به‌طور مستقل در امتداد j پخش می‌شود و ۴- وزن‌ها w_j شرایط زیر را ارضا کند:

$$(i): w_j = O(\frac{1}{N}) \text{ , } (ii): \sum_{j=0}^{N} |w_j| < K, (iii): \sum_{j=0}^{N} w_j = 1, \quad (۹)$$

که در آن K کمیتی ثابت است. تحت این شرایط (به ازای هر t) خواهیم داشت:

$$\xi_t^* - \xi_{t-1}^* \xrightarrow{q.m} 0,$$

و بنابراین:

$$\xi_t^* \xrightarrow{q.m} \xi^*$$

1. Lemma

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن ξ^* یک متغیر تصادفی پایدار زمانی است. با استفاده از این نتیجه در رابطه (۷) و با این فرض که ماتریس $k \times m_f$ ضرایب فاکتور متوسط در حال بارگذاری[1]، یعنی ماتریس Γ_f^*، مرتبه ستونی کامل دارد (با $k \geq m_f$) آن‌گاه خواهیم داشت:

$$f_t \underset{\rightarrow}{q.m} .(\Gamma_f^{*\prime}\Gamma_f^*)^{-1}\Gamma_f^*(x_t^* - \delta_0^* - \delta_1^* t - \Gamma_d^* d_t - \xi^*) ,$$

که استفاده از بردار قابل مشاهده $\{1, t, d_t, X_t^*\}$ را به‌عنوان نماینده‌های ضرایب معمول مشاهده شده توجیه می‌کند. با جایگذاری این نتیجه در (۶) برای N به‌اندازه کافی بزرگ، خواهیم داشت:

$$\Phi_i(L, p_i)(x_{it} - \bar{\delta}_{i0} - \bar{\delta}_{i1} t - \bar{\Gamma}_{id} d_t - \bar{\Gamma}_{if} x_t^*) \approx v_{it} \qquad (۱۰)$$

که در آن $\bar{\Gamma}_{id}$، $\bar{\delta}_{i1}$، $\bar{\delta}_{i0}$ و $\bar{\Gamma}_{if}$ بر حسب Γ_d^*، δ_1^*، $\delta_0^* + \xi^*$، $\bar{\Gamma}_{if}$، $\bar{\Gamma}_{id}$، $\bar{\delta}_{i1}$، $\bar{\delta}_{i0}$ و Γ_f^* داده شده‌اند.

در عمل، شمار کشورها، $N + 1$، ممکن است به‌طور معناداری بزرگ نباشد و کشورهای منفرد ممکن است در اقتصاد جهانی حائز درجه اهمیت یکسانی نباشد. شوک‌های خاص کشوری نیز ممکن است در نتیجه تأثیرات فاصله یا سرایت که کاملاً با فاکتورهای d_t و f_t حذف نشده‌اند، به‌طور مقطعی همبسته باشد. در نهایت، k_i یعنی تعداد متغیرهای خاص کشور i لازم نیست که مشابه باشد. برای مثال، برخی از بازارها ممکن است وجود نداشته باشد و یا آن‌طور که باید در برخی از کشورها توسعه نیافته باشد. حتی اگر بر روی مجموعه یکسانی از متغیرها جهت مدل‌سازی در کشورها متمرکز شویم، یک نرخ ارز کمتر از تعداد کشورها موجود در مدل جهانی وجود خواهد داشت. چهارچوب GVAR که در PSW توسعه داده شد، به‌جای وزن‌های مشترک w_j که در بالا در ساخت میانگین‌های مقطعی به‌کار برده شد این مسائل را با استفاده از وزن‌های خاص هر کشوری w_{ij}، مورد لحاظ قرار می‌دهد. به‌ویژه این‌که به‌جای استفاده از X_t^* یکسان در مدل PSW تمام کشورها، از رابطه زیر در مدل کشور iام استفاده می‌کنیم:

$$w_{ii} = 0, \text{ با } \quad x_{it}^* = \sum_{j=0}^{N} w_{ij} x_{jt} \qquad (۱۱)$$

وزن‌های w_{ij} به ازای $j = 0,1, \dots, N$ می‌تواند برای نشان دادن اهمیت کشور jام در اقتصاد کشور iام مورد استفاده قرار گیرد.

الگوهای جغرافیایی تجارت، منبع مشخصی از اطلاعات را برای این هدف تهیه می‌کند به‌طوری‌که می‌تواند در حذف برخی از وابستگی‌های فاصله‌ای باقی مانده مؤثر باشد. می‌تواند اجازه داد که وزن‌ها تا زمانی که پیش–معین[2] هستند متغیر زمانی[3] باشند. این به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور سریعاً در حال

1. average factor loading coefficient matrix
2. pre-determined
3. time-varying

www.SID.ir

Archive of SID

توسعه با روابط تجاری سریعاً در حال تغییر با سایر نقاط دنیا می‌تواند مهم باشد. همچنین استفاده از وزن‌های خاص هر کشور، امکان حل مسئله تعداد متغیرهای خاص هر کشور k_i را فراهم می‌کند. کافی است که وزن‌های صفر به متغیر حذف شده در کشور i اضافه شود.

با در نظر گرفتن ملاحظات فوق، مدل GVAR رابطه (۱۰) می‌تواند به‌عنوان مدل‌های $VARX^*\ (p_i, q_i)$ کشورهای منفرد نوشته شود:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [\zeta_{i,t-1} - \gamma_i (t-1)] + \Upsilon_{i0} \Delta d_t + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + \Upsilon_{i1} \Delta d_{t-1} + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it}, \qquad (۱۲)$$

به ازای $\mathrm{i} = 0,1,\dots,\mathrm{N}$ که جهت اهداف برآورد، که در رابطه فوق می‌توان $\Lambda_i\ (L, q_i)$ و $\Phi_i\ (L, p_i)$، $\Upsilon_i (L, q_i)$ را به‌صورت محدود نشده در نظر گرفت. در تحقیق تجربی حاضر، برای مدل هر کشور ما به‌صورت یک ساختار $VARX^*\ (2,2)$ در نظر می‌گیرم که در شکل تصحیح خطای خود ممکن است به‌صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [\zeta_{i,t-1} - \gamma_i (t-1)] + \Upsilon_{i0} \Delta d_t + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + \Upsilon_{i1} \Delta d_{t-1} + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it}, \qquad (۱۳)$$

که در آن $\zeta_{i,t-1} = (z_{i,t-1}', d_{t-1}')'$ ، $\mathrm{z}_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*\prime})'$ و α_i یک ماتریس $\mathrm{k}_i \times r_i$ مرتبه r_i و β_i یک ماتریس $(k_i + k_i^* + m_d) \times r_i$ از مرتبه r_i است. با جزء بندی β_i به‌صورت $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix*}', \beta_{id}')'$ که سازگار با متغیرهای $\zeta_{it} = (X_{it}', X_{it}^{*\prime}, d_d')'$ است عبارات تصحیح خطا تعریف شده در (۱۳) را می توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\beta_i' (\zeta_{it} - \gamma_i t) = \beta_{ix}' x_{it} + \beta_{ix*}' x_{it}^* + \beta_{id}' d_t + (\beta_i' \gamma_i) t, \qquad (۱۴)$$

این رابطه امکان هم انباشتگی متغیرهای X_{it}، بین X_{it} و X_{it}^* و در نتیجه بین X_{it} و X_{jt} را به ازای $\mathrm{i} \neq \mathrm{j}$ فراهم می کند.

اکنون مدل‌های خاص کشور را با در نظر گرفتن d_t و $\mathrm{X}_{\mathrm{it}}^*$ به‌عنوان برون‌زای ضعیف[1] I(1) با توجه به پارامترهای بلندمدت مدل رابطه (۱۳) می‌توان به‌طور مجزا برآورد کرد. توجه داشته باشید که همان‌طور که در PSW مورد بحث قرار گرفت، این فرض با درجه‌ای معینی از وابستگی ضعیف در سرتاسر u_{it} مطابق است. بر طبق یوهانسن[2](۱۹۹۲) و گرانژه و لین[3] (۱۹۹۵) فرض برونزایی ضعیف در زمینه مدل‌های هم‌انباشتگی، بدون خارج کردن بازخوردهای کوتاه‌مدت وقفه بین دو مجموعه از متغیرها، لزوماً بازخوردهای بلند مدت از X_{it} به $\mathrm{X}_{\mathrm{it}}^*$ را دلالت نمی‌کند. در این حالت، $\mathrm{X}_{\mathrm{it}}^*$ به‌عنوان «مقدار اجباری

1. weakly exogenous
2. Johansen
3. Granger and Lin

www.SID.ir

Archive of SID

بلند مدت[1]» برای X_{it} تعریف شده و دلالت بر این دارد که عبارات تصحیح خطای VECMهای کشور منفرد در مدل حاشیه‌ای X_{it}^{*} وارد نمی‌شود. برون‌زای ضعیف این متغیرها سپس می‌تواند در مدل هر کشور خاص مورد آزمایش قرار گیرد.

با برآورد مدل‌های کشور منفرد، تمام متغیرهای درون‌زای $k = \sum_{i=0}^{N} k_i$ اقتصاد جهانی که در بردار $k \times 1$ $X_t = (X_{0t}', X_{1t}', \ldots, X_{Nt}')'$ انباشته می‌شود، به‌طور هم‌زمان باید حل شود. PSW نشان می‌دهد که در حالتی که $p^i = q^i = 1$ بر قرار باشد چگونه این کار انجام می‌گیرد. قبل از هر چیز (۱۲) را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم[2]:

$$A_i(L, p_i, q_i) z_{it} = \varphi_{it}, \text{ for } i = 0,1,2, \ldots, N \qquad (۱۵)$$

که در آن

$$A_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i), -\Lambda_i(L, q_i)], z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^{*} \end{pmatrix},$$
$$\varphi_{it} = a_{i0} + a_{i1} t + \gamma_i(L, q_i) d_t + u_{it}.$$

و همچنین توجه داشته باشید که:

$$z_{it} = W_i x_t, \qquad i = 0,1,2, \ldots, N, \qquad (۱۶)$$

که در آن W_i یک ماتریس $(k_i + k_i^{*}) \times k$ است که با وزن‌های ویژه کشور یعنی w_{ij} تعریف شده است.

نظر به روابط فوق، (۱۵) به همان صورت می‌تواند به‌صورت زیر بازنویسی شود:

$$A_i(L, p) W_i x_t = \varphi_{it}, \quad i = 0,1, \ldots, N,$$

و سپس برای ایجاد مدل VAR (p) برای X_t جمع می‌شود:

$$G(L, p) x_t = \varphi_t, \qquad (۱۷)$$

که در آن:

$$G(L, p) = \begin{pmatrix} A_0(L, p) W_0 \\ A_1(L, p) W_1 \\ \vdots \\ A_N(L, p) W_N \end{pmatrix}, \phi_t = \begin{pmatrix} \varphi_{0t} \\ \varphi_{1t} \\ \vdots \\ \varphi_{Nt} \end{pmatrix} \qquad (۱۸)$$

1. long run forcing

۲. در اینجا فرض بر این است که d_t برونزای جهانی است. اما اتخاذ رویکرد حل در حالتی‌که به d_t اجازه داده شود که در یکی از مدل‌ها به‌صورت برونزا داخل شود، آسان است.

www.SID.ir

Archive of SID

مدل VAR رابطه (۱۷) می‌توانید به‌وسیله رگرسیون بازگشتی حل شده و از آن جهت اهداف پیش‌بینی یا محاسبه تابع واکنش آنی در جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای مدل استفاده شود.

٤. تجزیه‌وتحلیل نتایج

٤-١. معرفی متغیرهای تحقیق

در این تحقیق از داده فصلی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ کشورهای عضو و ناظر سازمان همکاری شانگهای استفاده شده است، با توجه به این‌که داده تمام کشورهای به‌صورت فصلی موجود نبود تنها داده کشورهای ایران، روسیه، هندوستان، چین و قرقیزستان وارد مدل شده‌اند. متغیرهای تحقیق با استفاده از مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۴) انتخاب شده‌اند، به‌طوری‌که متغیرهای داخلی تحقیق حاضر شامل لگاریتم تولید حقیقی (y)، تورم (Δp)، لگاریتم نرخ بهره کوتاه‌مدت (ρ^{s})، لگاریتم نرخ ارز حقیقی $(e-p)$، لگاریتم صادرات کالاها و خدمات (ex) و لگاریتم واردات کالاها و خدمات (im) است. همچنین با استفاده از میزان صادرات و واردات تفکیکی هرکدام از کشورها با کشورهای دیگر برای سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ ، اقدام به محاسبه ماتریس وزن‌های w_{ij} کشورها نمودیم که به‌صورت جدول (۱) است. پس از محاسبه ماتریس ضرایب اقدام به محاسبه متغیرهای خارجی مدل کردیم که شامل متغیرهای لگاریتم تولید حقیقی (y^{*})، تورم (Δp^{*})، لگاریتم نرخ بهره کوتاه‌مدت (ρ^{*s})، لگاریتم صادرات کالاها و خدمات (ex^{*}) و لگاریتم واردات کالاها و خدمات (im^{*}) می‌باشد.

جدول ۱: ماتریس وزن‌ها

	چین	هندوستان	ایران	قرقیزستان	روسیه
چین	۰,۰۰۰	۰,۷۴۰	۰,۶۴۹	۰,۳۳۸	۰,۸۳۰
هند	۰,۳۴۶	۰,۰۰۰	۰,۲۴۰	۰,۰۱۰	۰,۱۰۸
ایران	۰,۱۹۷	۰,۱۷۵	۰,۰۰۰	۰,۰۱۰	۰,۰۴۲
قرقیزستان	۰,۰۲۹	۰,۰۰۱	۰,۰۰۴	۰,۰۰۰	۰,۰۲۰
روسیه	۰,۴۲۷	۰,۰۸۵	۰,۱۰۶	۰,۶۴۳	۰,۰۰۰

٤-٢. آزمون ریشه واحد

در مرحله بعد به بررسی پایایی متغیرهای داخلی و خارجی (میانگین وزنی متغیرهای سایر کشورها رابطه (۱۱) و با استفاده از ماتریس ضرایب محاسباتی جدول (۱)) مدل با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته نمودیم. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد در جدول (۲) و (۳) قابل‌مشاهده است:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای داخلی

	آماره بحرانی	چین	هندوستان	ایران	قرقیزستان	روسیه
تولید ناخالص داخلی حقیقی						
بدون روند	-۲,۸۹	-۰,۹۳	۰,۵۲	-۱,۷۳	۱,۳۳	-۱,۱۸
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۱,۷۶	-۵,۴۶	-۶,۶۰	-۹,۱۵	-۴,۵۷
تورم						
بدون روند	-۲,۸۹	-۳,۹۸	-۵,۰۳	-۳,۳۷	-۴,۶۴	-۵,۰۲
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۷,۰۲	-۷,۸۹	-۷,۶۷	-۶,۴۲	-۷,۱۰
نرخ ارز حقیقی						
بدون روند	-۲,۸۹	-۰,۵۲	-۰,۱۸	-۲,۰۲	-۱,۲۸	-۱,۱۲
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۲,۸۵	-۵,۸۰	-۶,۰۹	-۳,۸۶	-۶,۰۱
نرخ بهره						
بدون روند	-۲,۸۹	-۳,۰۷	-۲,۹۵	-۱,۹۳	-۲,۱۹	-۳,۴۷
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۶,۴۱	-۵,۳۳	-۵,۸۶	-۱۰,۴۸	-۶,۰۲
واردات						
بدون روند	-۲,۸۹	-۱,۲۲	-۱,۰۷	-۱,۴۱	-۰,۹۰	-۱,۰۹
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۵,۵۳	-۶,۷۱	-۱,۵۲	-۴,۵۰	-۴,۵۷
صادرات						
بدون روند	-۲,۸۹	-۱,۲۹	-۰,۷۶	-۰,۸۰	-۱,۰۱	-۰,۹۹
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۴,۸۷	-۶,۴۵	-۲,۲۸	-۳,۴۱	-۴,۹۹

جدول ۳: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای خارجی

	آماره بحرانی	چین	هندوستان	ایران	قرقیزستان	روسیه
تولید ناخالص داخلی حقیقی						
بدون روند	-۲,۸۹	-۱,۰۱	-۰,۹۱	-۰,۹۶	-۱,۰۳	-۰,۷۸
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۳,۶۵	-۲,۱۰	-۲,۱۱	-۴,۱۱	-۲,۱۲
تورم						
بدون روند	-۲,۸۹	-۴,۶۲	-۳,۷۳	-۵,۹۶	-۵,۲۱	-۴,۳۷
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۶,۵۲	-۶,۴۵	-۶,۶۲	-۷,۱۳	-۶,۰۸
نرخ ارز حقیقی						
بدون روند	-۲,۸۹	-۰,۹۷	-۰,۴۸	-۰,۱۸	-۰,۹۴	-۰,۴۷
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۵,۸۵	-۵,۱۰	-۴,۰۸	-۵,۸۱	-۳,۱۷
نرخ بهره						
بدون روند	-۲,۸۹	-۳,۴۲	-۳,۳۱	-۳,۵۱	-۳,۴۷	-۳,۸۷
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۶,۲۷	-۶,۰۲	-۶,۲۸	-۶,۲۳	-۶,۰۹
صادرات						
بدون روند	-۲,۸۹	-۱,۰۲	-۱,۲۱	-۱,۲۲	-۱,۰۲	-۱,۱۸
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۵,۱۰	-۵,۰۲	-۵,۸۹	-۴,۷۶	-۵,۶۵
واردات						
بدون روند	-۲,۸۹	-۱,۰۳	-۱,۱۸	-۱,۱۳	-۱,۱۴	-۱,۱۹
تفاضل مرتبه اول	-۲,۸۹	-۵,۶۹	-۴,۷۳	-۵,۴۶	-۵,۶۸	-۵,۰۵

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج آزمون ریشه واحد بیانگر این است که متغیرهای مدل در سطح ناپایا هستند و با یک‌بار تفاضل گیری پایا می‌شوند، این مسئله به ما اجازه می‌دهد بین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها تفسیر متمایزی قائل شویم، و جهت برآورد ارتباط بلندمدت بین متغیرها اقدام به برآورد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرها کنیم. بر این اساس به‌جای مدل VAR اقدام به مدل‌سازی مدل تصحیح خطای برداری $VECMX^*$ رابطه (۱۳) با بردارهای انباشتگی نمودیم.

٤-۳- مدل‌سازی مدل تصحیح خطای برداری VECMX*

جهت تخمین مدل $VECMX^*$ در ابتدا وقفه بهینه مدل‌های $\mathrm{VARX}^*(p_i, q_i)$ کشور منفرد انتخاب می‌شود. p_i، درجه وقفه متغیرهای داخلی و q_i، مرتبه وقفه متغیرهای خارجی (ستاره‌دارها) بر طبق معیار اطلاعات آکائیک انتخاب می‌شود. نتایج برای هر کدم از کشورها و معادلات مربوط بر هرکدام از متغیرها در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول ٤: انتخاب وقفه بهینه و تعداد بردارهای هم انباشتگی

کشور	p	q	تعداد بردارهای هم انباشتگی
چین	۲	۲	۳
هند	۲	۱	۲
ایران	۲	۱	۲
قرقیزستان	۱	۲	۲
روسیه	۲	۲	۳

مرتبه فضای هم انباشتگی برای هر کشور با استفاده از آماره مقدار ویژه بیشینه روش یوهانسن موردبحث قرار گرفته در مطالعه پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۰) برای مدل‌هایی با تخمین‌زننده‌های $\mathrm{I}(1)$ و به‌طور ضعیف برون‌زا محاسبه شده است در حالتی که مقادیر ثابت محدود نشده و ضرایب روند محدودشده در مدل‌های تصحیح خطای کشور منفرد گنجانده شده است. تعداد روابط هم‌انباشتگی برای هرکدام از کشورها، در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج آزمون هم انباشتگی بر پایه آماره اثر (در سطح معنی‌داری ۹۵٪) قرار دارد.

٤-٤. آزمودن برون‌زایی ضعیف

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، فرض اصلی در استراتژی برآورد ما برون‌زای ضعیف x_{it}^* با توجه به پارامترهای بلندمدت مدل شرطی تعریف‌شده در رابطه (۱۳) است. حال آزمون رسمی برای بررسی این فرضیه را برای متغیرهای خارجی خاص کشور (متغیرهای ستاره‌دار) ارائه می‌کنیم.

برون‌زادی ضعیف در مطالعه یوهانسن (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران (۱۹۹۸) موردبحث قرار گرفته است. این شامل آزمونی از معنی‌داری توأم عبارات تصحیح خطای برآورد شده در معادلات کمکی برای متغیرهای خارجی خاص X_{it}^* است. به‌ویژه، برای هر اندیس l ام از X_{it}^* رگرسیون زیر انجام می‌گیرد:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Delta x^*_{it,l} = \mu_{il} + \sum_{j=1}^{r_i} \gamma_{ij,l}\, ECM^{j}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{s_i} \varphi_{ik,l}\, \Delta x_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{n_i} \vartheta_{im,l}\, \Delta \tilde{x}^*_{i,t-m} + \varepsilon_{it,l}$$

که در آن $\mathrm{ECM}^{j}_{i,t-1}$ به ازای $j = 1,2,\dots,r_i$ عبارات تصحیح خطای برآورد شده با توجه به روابط هم انباشتگی r_i به‌دست‌آمده برای مدل کشور i ام بوده و $\Delta\tilde{X}^*_{it} = (\Delta X^{*\prime}_{it}, \Delta(e^*_{it} - p^*_{it}), \Delta p^{o\prime}_t)$ است. آزمون برای برون‌زادی ضعیف، آزمونی F از فرضیه توأم است که در رگرسیون بالا $\gamma_{ij,l}$ به ازای $j = 1,2,\dots,r_i$ صفر است. همان‌طور که از جدول (۵) مشاهده می‌شود رد فرضیه برون‌زایی در سطح معنی‌داری ۵ درصد برای بیشتر متغیرهای موردبررسی ناممکن است. همان‌طور که از جدول قابل‌مشاهده است، فرضیات برون‌زایی ضعیف تنها برای صادرات هند و چین و نرخ بهره قرقیزستان رد شده است که بیان‌گر عدم اثرگذاری معنی‌دار متغیرهای خارجی بر روی متغیرهای فوق است، از این در ادامه به‌عنوان متغیرهای خارجی وارد مدل کشورهای فوق نمی‌شوند.

جدول ۵: آماره آزمون برای آزمون برون‌زایی ضعیف در سطح معناداری ۵ درصد

	مقدار بحرانی	y^*_t	p^*_t	in^*_t	im^*_t	exp^*_t
چین	۲,۷۶	۲,۰۳	۲,۱۱	۱,۸۰	۰,۶۳	۳,۱۶
هند	۳,۱۵	۱,۳۹	۲,۳۲	۰,۲۴	۰,۹۴	۳,۴۹
ایران	۳,۱۶	۱,۷۲	۰,۰۴	۰,۴۲	۱,۷۴	۰,۹۷
قرقیزستان	۳,۱۵	۰,۷۱	۱,۶۴	۳,۶۵	۰,۲۲	۰,۴۵
روسیه	۲,۷۶	۱,۶۲	۱,۶۱	۲,۲۶	۱,۳۲	۱,۰۰

٤-۵. اثرات هم‌زمان متغیرهای خارجی بر مقادیر داخلی آن‌ها

جدول (۶)، اثرات هم‌زمان متغیرهای خارجی را بر همتاهای داخلی آن‌ها برای نسبت‌های t نشان می‌دهد که با استفاده از تخمین زننده واریانس هم واریانسی–سازگار وایت[1] محاسبه شده است. این مقادیر را می‌توان به‌عنوان کشش‌های اثرگذاری بین متغیرهای داخلی و خارجی تفسیر کرد. بیشتر این کشش‌ها همان‌طور که انتظار می‌رود معنی‌دار هستند. به‌طوری‌که اطلاعاتی در رابطه با پیوندهای بین‌المللی بین متغیرهای داخلی و خارجی را ارائه می‌دهند. با متمرکز شدن بر اقتصاد ایران، می‌توان دید که تغییر ۱ درصدی در تولید حقیقی خارجی در یک بخش مفروض، منجر به افزایشی ۶۴ درصدی در تولید حقیقی در همان بخش می‌شود. کشش‌های فوق برای قرقیزستان بیشتر از سایر کشورهای دیگر است و بیانگر وابستگی شدیدتر اقتصاد این کشور به متغیرهای خارجی است. نتایج بیانگر این است که، به‌استثناء قرقیزستان تغییرات در قیمت‌های خارجی تأثیر چندانی بر قیمت‌های داخلی کشورها ندارد. ویژگی دیگر و قابل‌توجه این نتایج، پیوندهای قوی هستند که به نظر می‌رسد در نرخ‌های بهره کشورها وجود دارد.

1. White's heteroskedasticity-consistent variance estimator

www.SID.ir

Archive of SID

این به‌وضوح نشان‌دهنده رابطه‌ای قوی سیاسی پولی کشورها بخصوص در هندوستان، چین و روسیه است.

جدول ٦: اثرات هم‌زمان متغیر خارجی روی متغیر داخلی معادل

		y_t	p_t	re_t	in_t	im_t
چین	ضریب	−۰,۰۶	۰,۰۱	۰,۰۲	۰,۶۶	
	آماره t	−۰,۶۷	۰,۲۴	۰,۹۷	۶,۶۶	
هند	ضریب	۰,۵۹	۰,۱۲	۰,۲۶	۰,۸۵	
	آماره t	۲,۱۸	۰,۵۷	۲,۵۴	۳,۸۱	
ایران	ضریب	۰,۶۴	−۰,۱۲	۰,۱۴	۰,۲۶	۰,۰۸
	آماره t	۳,۰۴	−۰,۳۸	۰,۷۸	۲,۹۲	۰,۹۴
قرقیزستان	ضریب	۱,۶۲	۰,۴۱		۰,۳۶	۱,۰۲
	آماره t	۱,۶۱	۳,۴۵		۱,۱۰	۲,۵۲
روسیه	ضریب	۰,۱۲	۰,۶۹	۰,۸۷	۰,۶۵	۰,۳۹
	آماره t	۰,۷۹	۱,۶۳	۰,۶۳	۴,۱۰	۱,۶۵

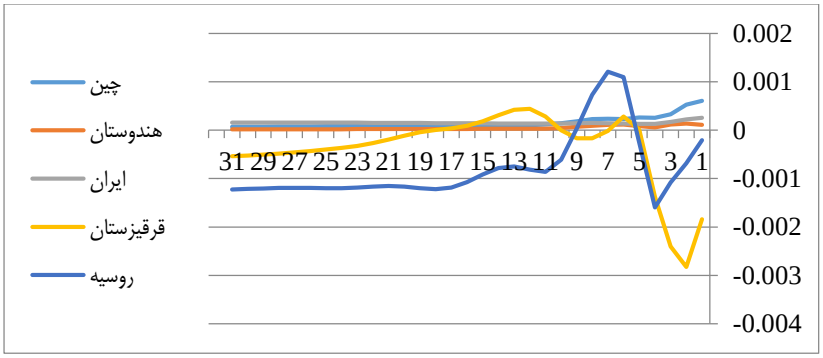
٤-٦. اثر شوک‌های خارجی (افزایش نرخ بهره چین)

در این بخش جهت بررسی رفتار متقارن یا نامتقارن کشورها به شوک‌های خارجی، با استفاده از تابع واکنش آنی به بررسی تجربی نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) کشور چین بر روی متغیرهای کلان اقتصادی سایر کشورها می‌پردازیم.

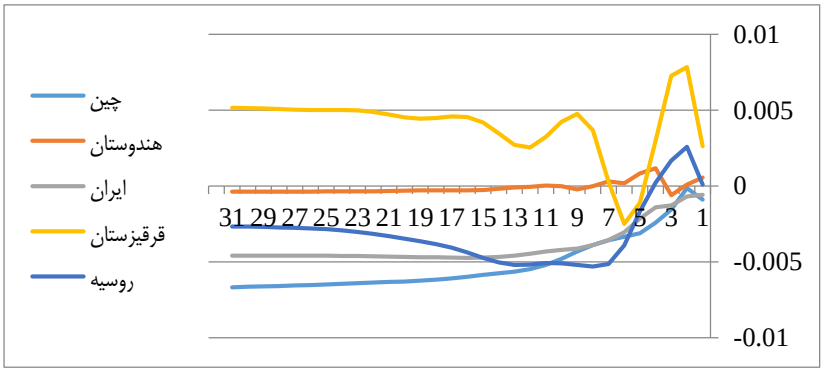
شکل (۱) بیانگر جواب نامتقارن کشور روسیه و قرقیزستان به افزایش نرخ بهره چین دارد، به‌طوری‌که در سایر کشورها شاهد افزایش نرخ بهره هستیم درحالی‌که در دو کشور فوق نرخ بهره کاهش می‌یابد. شکل (۲) بیانگر رفتار نسبتاً متقارن GDP به افزایش نرخ بهره چین دارد، به‌طوری‌که سیاست پولی انقباضی در چین منجر به کاهش GDP در کشور چین و سایر کشورها شده است. عکس‌العمل GDP قرقیزستان متفاوت به سایر کشورها بوده و درنتیجه افزایش نرخ بهره چین، شاهد افزایش GDP قرقیزستان هستیم. به‌علاوه واکنش آنی کشور هندوستان کمتر از کشورهای دیگر است و به‌نوعی استقلال بیشتر اقتصاد هندوستان به سیاست‌های پولی کشور چین را نشان می‌دهد. بر اساس شکل (۳) افزایش نرخ بهره چین منجر به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور چین و سایر کشورها شده است، اثرات فوق برای کشور روسیه همراه با نوسانات شدیدتری نسبت به سایر کشورها است، به‌طوری‌که اثرات منفی تا دوره ۷ رفته‌رفته به مثبت تبدیل شده است، ولی برای سایر کشورها اثرات همواره منفی است.

www.SID.ir

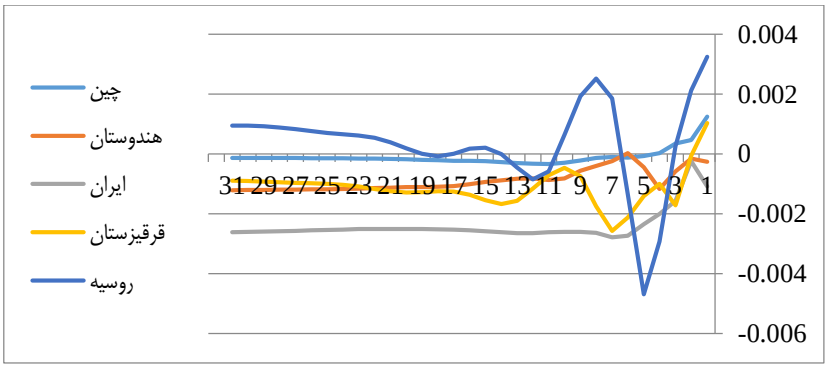
Archive of SID



شکل ۱: جواب نرخ بهره کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره چین



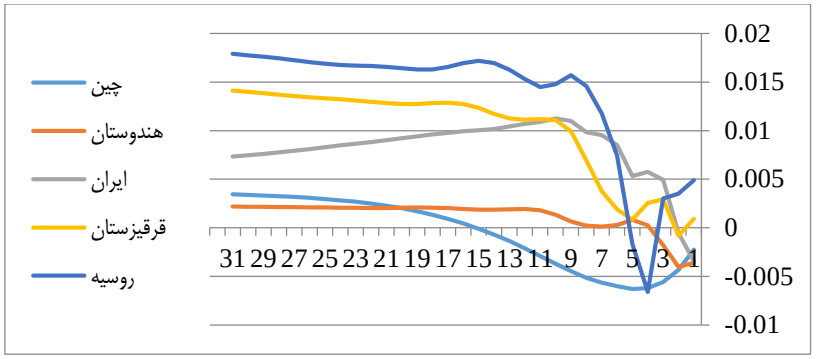
شکل ۲: جواب تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره چین



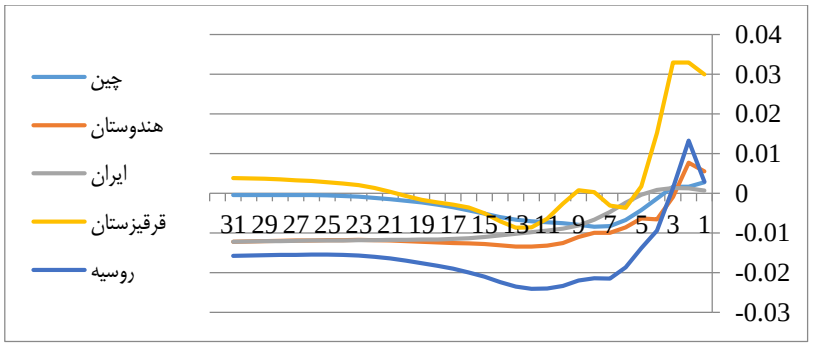
شکل ۳: جواب شاخص قیمت مصرف‌کننده کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره چین

www.SID.ir

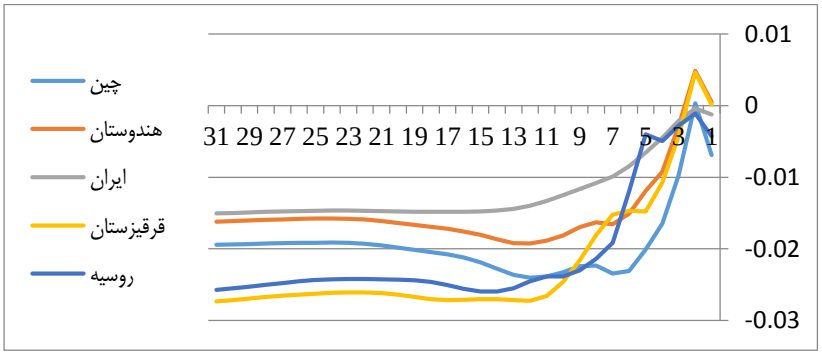
Archive of SID



شکل ٤: جواب نرخ ارز حقیقی کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره چین



شکل ٥: جواب صادرات کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره چین



شکل ٦: جواب واردات کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره چین

براساس شکل (۴) افزایش نرخ بهره چین منجر به واکنش آنی مثبت کاملاً متقارن نرخ ارز حقیقی سایر کشورها شده است، به‌طوری‌که اثرات فوق برای کشور هندوستان کمتر از سایر کشورها است. به‌علاوه اثرات افزایش نرخ بهره چین بر روی نرخ ارز حقیقی خود تا ۱۵ دوره منفی بوده ولی رفته‌رفته پس از دوره ۱۵ به سمت به مثبت تبدیل شده است. براساس شکل (۵) و (۶) اثرات افزایش نرخ ارز حقیقی چین بر روی صادرات و واردات کشورها کاملاً متقارن و منفی است، به‌طوری‌که تنها واکنش

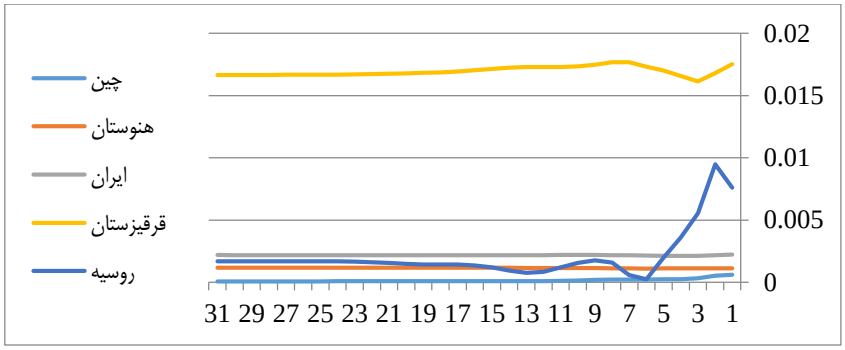
www.SID.ir

Archive of SID

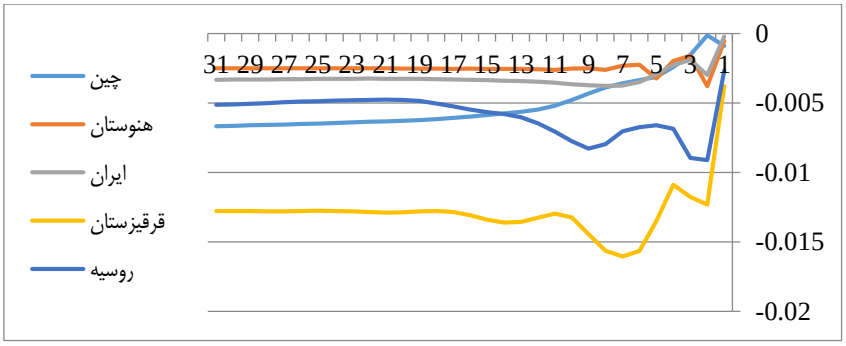
آنی صادرات کشور قرقیزستان تا حدی متفاوت از سایر کشورها بوده و شاهدیم که اولاً اثرات منفی افزایش نرخ بهره چین بر روی آن پس از ۵ دوره ظاهر شده است و از دوره ۱۹ به بعد اثرات فوق به مثبت تغییر یافته است. ازنقطه‌نظر تئوریک، اثرات سرریز شوک‌های پولی کشور چین بر سایر کشورهای عضو شانگهای را می‌توان با استفاده از کانال‌های مختلف انتقال به‌دست آورد.

٤-٧. اثر شوک‌های بخش عرضه و تقاضای کشورهای منتخب

در این قسمت به بررسی اثر شوک‌های عرضه و تقاضای داخلی کشورها به‌منظور بررسی تقارن‌ها یا عدم‌تقارن‌های توابع واکنش آنی متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای مختلف می‌پردازیم، برای این منظور در ابتدا اثر افزایش نرخ بهره داخلی به‌عنوان شوک سیاست پولی انقباضی را بر روی متغیرهای کلان اقتصادی کشورها بررسی می‌کنیم.



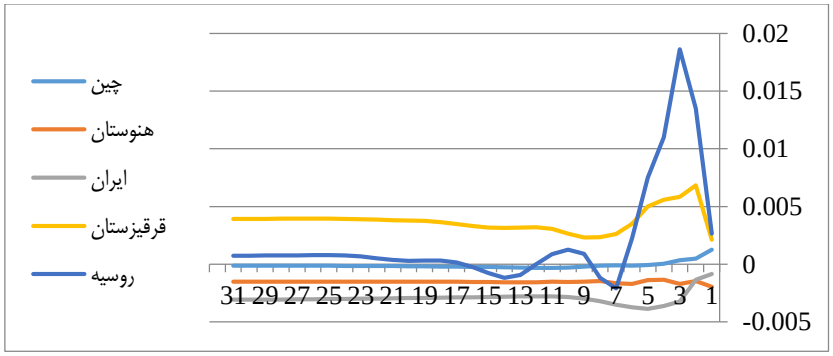
شکل ۷: جواب نرخ بهره کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره داخلی



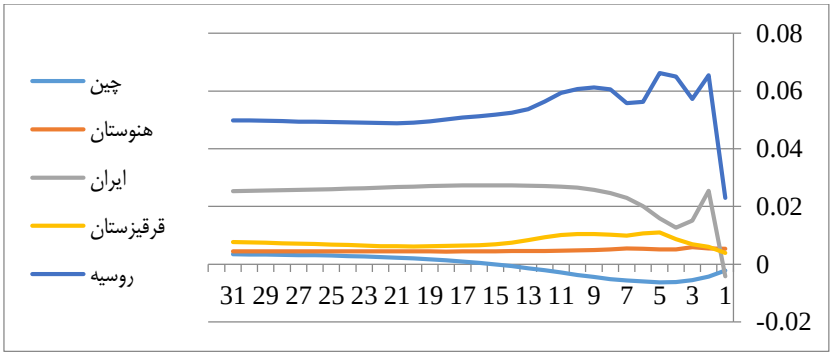
شکل ۸: جواب تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره داخلی

www.SID.ir

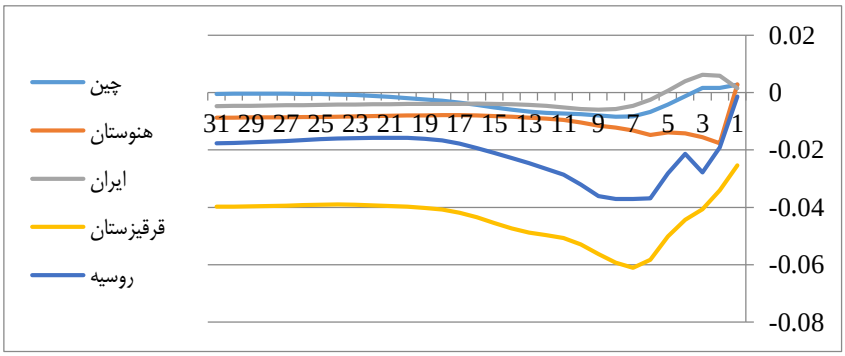
Archive of SID



شکل ۹: جواب شاخص قیمت مصرف‌کننده کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره داخلی



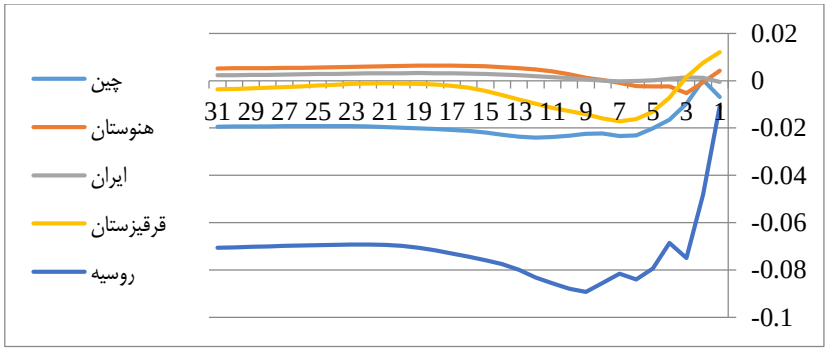
شکل ۱۰: جواب نرخ ارز حقیقی کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره داخلی



شکل ۱۱: جواب صادرات کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره داخلی

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۱۲: جواب واردات کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت در نرخ بهره داخلی

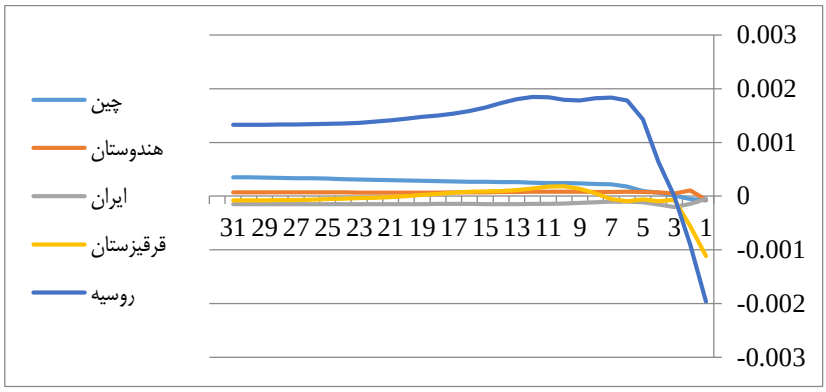
در شکل (۷) شوک نرخ بهره داخلی بر روی نرخ بهره کشورها موردبررسی قرار گرفته است، نتایج بیانگر واکنش آنی متقارن و مثبت متغیر فوق در همه کشورهای موردبررسی است، نتایج بیانگر واکنش آنی شدیدتر کشور قرقیزستان در مقایسه با سایر کشورهای موردبررسی است. بر اساس شکل (۷) سیاست پولی انقباضی داخلی منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی در تمام کشورهای موردبررسی شده است، ازاین‌جهت شاهد واکنش آنی متقارن و منفی GDP همه کشورهای موردبررسی به افزایش نرخ بهره هستیم، به‌علاوه نتایج بیانگر واکنش آنی منفی شدیدتر کشور قرقیزستان و واکنش آنی منفی ضعیف‌تر کشور هندوستان در مقایسه با سایر کشورهای موردبررسی است. در شکل (۹) اثرات افزایش نرخ بهره بر روی سطح عمومی قیمت‌ها موردبررسی قرار گرفته است. براساس نتایج واکنش آنی سطح عمومی قیمت‌ها به‌صورت نامتقارن است، به‌طوری‌که برای قرقیزستان از دوره ابتدایی مثبت است، در کشور روسیه تا دوره ۷ مثبت بوده و از دوره (۷) به منفی تغییر پیدا کرده است، به‌علاوه در کشور چین نیز اثرات فوق منفی و بسیار کم است. نتایج فوق بیانگر شکلی از معمای قیمت در نحوه اثرگذاری شوک‌های سیاست پولی بر روی سطح عمومی قیمت‌ها است (کاستنیولو[1]، ۲۰۱۲). در شکل (۱۰) اثر افزایش نرخ بهره بر روی نرخ ارز حقیقی کشورها بررسی شده است، نتایج بیانگر اثرات مثبت و نسبتاً متقارن واکنش آنی نرخ ارز حقیقی کشورهای مختلف است، با این تفاوت که اثرات مثبت فوق در بعضی کشورها بیشتر و در بعضی دیگر کمتر است، همان‌طور که مشاهده می‌شود در کشور چین اثرات مثبت فوق کمتر از بقیه کشورها است، به‌طوری‌که اثرات فوق حتی تا دوره ۱۲ منفی بوده و پس از آن به مثبت تغییر کرده است، همچنین در روسیه و ایران اثرات مثبت فوق شدیدتر از بقیه کشورها است. در شکل (۱۱) واکنش آنی صادرات کشورهای مختلف به افزایش نرخ بهره بررسی شده است، نتایج بیانگر پاسخ متقارن و منفی صادرات کشورهای مختلف به افزایش نرخ بهره است، اثرات منفی فوق برای کشور قرقیزستان بیشتر از سایر کشورهای موردبررسی است. بر اساس شکل (۱۲) واکنش آنی واردات کشورهای مختلف به افزایش نرخ بهره به‌صورت نامتقارن است، به‌طوری‌که در کشورهای روسیه، چین

1. Castelnuovo

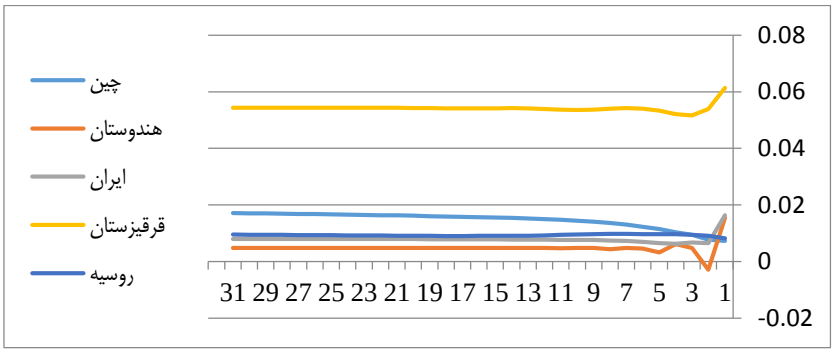
www.SID.ir

Archive of SID

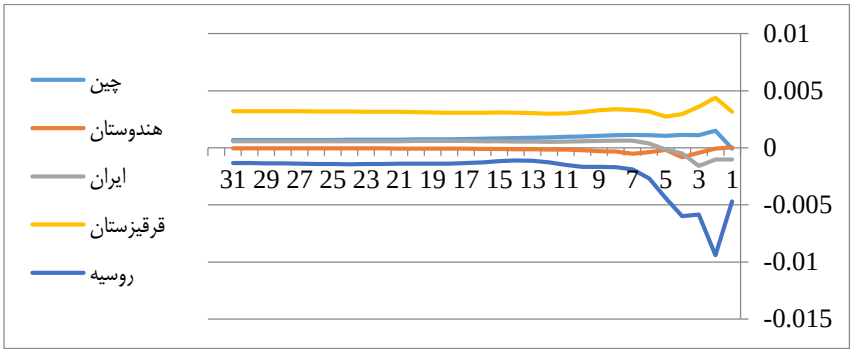
و قرقیزستان واکنش فوق منفی، در کشور هندوستان تا دوره (۷) منفی و پس از آن به مثبت تغییر کرده و برای کشور ایران مثبت است. در ادامه اثر شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای عضو شانگهای را بررسی می‌کنید.



شکل ۱۳: جواب نرخ بهره کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی



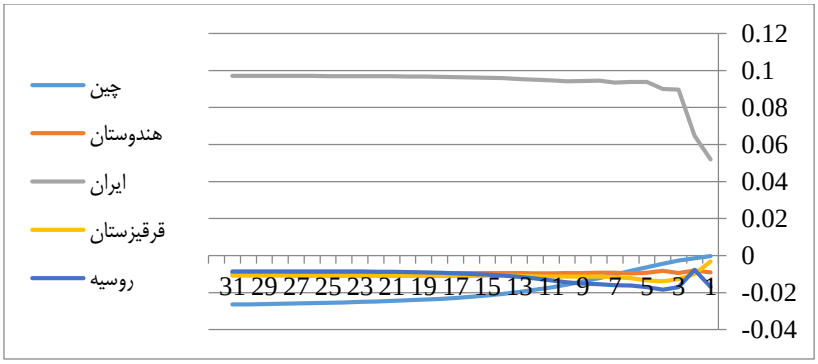
شکل ۱٤: جواب تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی



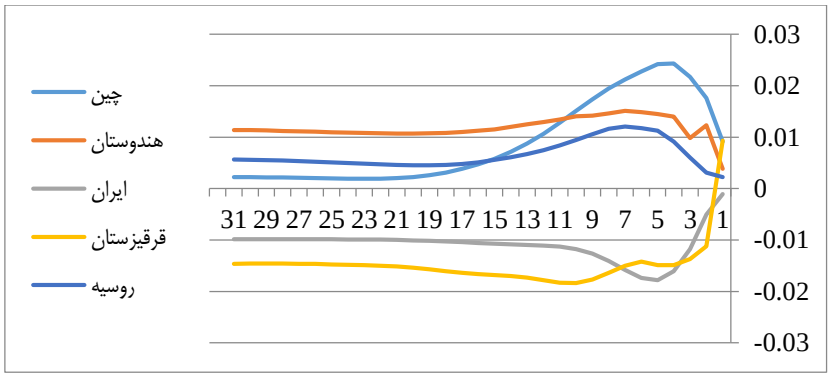
شکل ۱۵: جواب شاخص قیمت مصرف‌کننده کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی

www.SID.ir

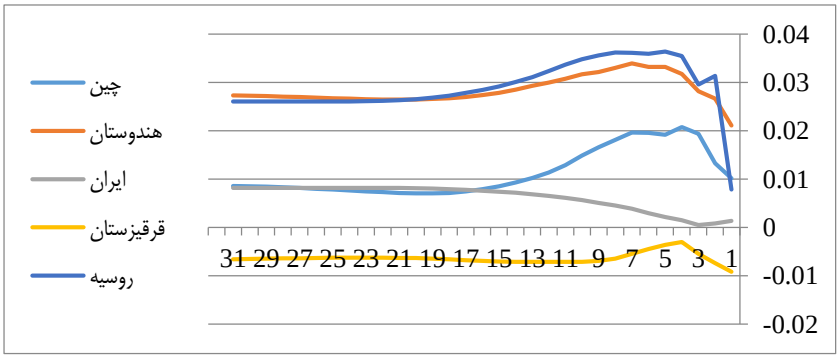
Archive of SID



شکل ۱۶: جواب نرخ ارز حقیقی کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی



شکل ۱۷: جواب صادرات کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی



شکل ۱۸: جواب واردات کشورهای عضو شانگهای به شوک مثبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی

براساس شکل (۱۳) افزایش در GDP منجر به کاهش در نرخ بهره کشورهای ایران و قرقیزستان شده و در سایر کشورهای منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود، اثرات افزایش فوق در کشور روسیه بیشتر است. بر اساس مبانی نظری نحوه اثرگذاری افزایش GDP بر روی نرخ بهره را می‌توان در چارچوب قاعده تیلور رابطه زیر تفسیر کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

$$R_t = \beta\pi_t + \gamma(y_t - y_t^n) + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق R_t، نرخ بهر، π_t تورم و y_t تولید کل است، قاعده فوق ابزاری در جهت نحوه تعیین نرخ بهره توسط بانک مرکزی در کشورهای مختلف است. براساس رابطه فوق بانک‌های مرکزی کشورها در صورت افزایش GDP باید نرخ بهره را افزایش دهند، بر این اساس نتایج شکل (۱۳) را می‌توان در رفتار متفاوت بانک‌های مرکز کشورهای ایران و قرقیزستان نسبت به‌قاعده تیلور در تعیین نرخ بهره کشور دانست. براساس شکل (۱۴) افزایش GDP به‌صورت متقارن منجر به افزایش GDP کشورها در دوره‌های آتی می‌شود، اثرات افزایشی فوق در کشور قرقیزستان بیشتر از سایر کشورهای موردبررسی است. براساس شکل (۱۵) شوک مثبت به GDP منجر به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور روسیه شده و منجر به افزایش بیشتر سطح عمومی قیمت‌ها بقیه کشورها می‌شود، به‌طوری‌که اثرات مثبت فوق در قرقیزستان شدیدتر از سایر کشورها است. قسمتی اثرات فوق را می‌توان به نحوه اثرگذاری افزایش تولید بر روی تورم در قالب منحنی فیلیپس رابطه زیر تفسیر کرد، که براساس آن افزایش در تولید منجر به افزایش تورم در دوره‌های آتی می‌شود:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \kappa(y_{t-1} - y_{t-1}^n) + s_t$$

و قسمتی از آن را می‌توان در نحوه تغییر نرخ بهره توسط بانک‌های مرکزی در نتیجه افزایش در GDP تفسیر کرد، به‌طوری‌که براساس شکل (۱۳) در کشور روسیه تبعیت بانک مرکزی روسیه از قاعده تیلور زمینه‌ساز افزایش نرخ بهره و سیاست پولی انقباضی در دوره‌های آتی می‌شود، و برعکس در کشور قرقیزستان منجر به کاهش نرخ بهره در دوره‌های آتی شده و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده است. بر اساس شکل (۱۶) افزایش GDP منجر به واکنش آنی منفی متقارن نرخ ارز حقیقی در همه کشورها به‌جز ایران شده است، به‌طوری‌که در ایران منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی شده است، به‌علاوه بر اساس شکل (۱۷) و (۱۸) افزایش GDP منجر به افزایش صادرات و واردات کشورهای، روسیه، هندوستان و چین شده است، ولی شاهد رفتار نامتقارنی در کشورهای قرقیزستان و ایران هستیم، در قرقیزستان افزایش GDP منجر به کاهش صادرات و واردات این کشور شده است، به‌علاوه در ایران صادرات کاهش و واردات افزایش می‌یابد. نتایج فوق به علت نظام‌های ارزی و درجه باز بودن اقتصاد و سایر ساختارهای اقتصاد باز در کشور ایران و قرقیزستان نسبت به سایر کشورهای موردبررسی است. به‌عنوان‌مثال در اقتصاد ایران به علت قانون نظام ارز شناور مدیریت‌شده مصوب سال ۱۳۸۲ در مجلس شورای اسلامی، جهت جلوگیری از بیماری هلندی هرسال به‌اندازه تفاوت تورم داخل از خارج نرخ ارز باید افزایش می‌یابد، با توجه شکل (۱۳) ساختار سیاست‌گذاری بانک مرکزی در اقتصاد ایران منجر می‌شود که افزایش GDP منجر به سیاست پولی انبساطی در دوره‌های بعد شده و منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها گردد که در نهایت با تضعیف پول ملی و افزایش نرخ ارز حقیقی همراه می‌گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه‌گیری

یک سیاست پولی انقباضی خارجی، تقاضای خارجی برای اجناس داخلی را کاهش می‌دهد که به‌مثابه کاهش صادرات و تولید داخلی در منحنی IS اقتصاد باز (اثر جذب درآمد یا کانال تقاضا) است. از طرف دیگر، نرخ ارز داخلی بعد از سیاست پولی انقباضی خارجی، کاهش پیدا می‌کند. چنین اثراتی می‌تواند تراز تجارت داخلی را بهتر کند و از طریق «اثر راه گزینی مخارج»[1]، تولید داخلی را افزایش دهد (درونبوش[2]، ۱۹۸۰؛ گالی و موناچلی[3]، ۲۰۰۵، لوبیک و شورفایده[4]، ۲۰۰۷، سویک[5] و همکاران، ۲۰۱۱). نتایج مطالعه حاضر بیانگر کم بودن اثر راه گزینی مخارج در اثرگذاری سیاست انقباض پولی کشور چین دارد، به‌طوری‌که افزایش نرخ بهره منجر به کاهش تولید و صادرات سایر کشورها شده است، نتایج فوق می‌تواند بیانگر ساختار ارزی ثابت کشورهای موردبررسی در مطالعه باشد، زیرا که، برای کشورهایی که نرخ ارز خود را در مقابل ارز خارجی ثابت نگه می‌دارند، کانال تجاری حاوی این مطلب است که تولید داخلی باید از طریق تقاضای خارجی کاهش یافته و در همان جهت تولید خارجی حرکت کند. بااین‌حال، در کشورهایی با نرخ ارز منعطف، تعدیل نرخ ارز، کانال تقاضا را بی‌اثر می‌کند و مسیر سرریزها از طریق تجارت به شکل بدیهی مبهم است. اینکه کدام‌یک از اثرات در حالت یک رژیم نرخ ارز منعطف برتری پیدا می‌کند، به درجه باز بودن اقتصاد داخلی، کشش جایگزینی بین اجناس داخلی و خارجی بستگی خواهد داشت و کشش جایگزینی میان–دوره‌ای[6] که درجه هموارسازی مصرف از طریق تجارت میان–مدتی را نشان می‌دهد (گالی و موناچلی[7]، ۲۰۰۵). نتایج بررسی اثرات شوک‌های خارجی بیانگر رفتار نسبتاً متقارن کشورها به شوک‌های خارجی است، تنها در مورد کشور قرقیزستان شاهدیم که اثرات فوق تقارن کمتری را در مقایسه با سایر کشورها نشان می‌دهد. بررسی اثرات شوک‌های پولی داخلی بیانگر عکس‌العمل نسبتاً متقارن کشورها به سیاست‌های پولی داخلی است، تنها شاهد هستیم که در بخش خارجی اقتصاد عدم تقارن‌هایی در رابطه با نحوه اثرگذاری شوک‌های پولی وجود دارد. نتایج بررسی اثر شوک‌های بخش عرضه، عکس‌العمل‌ها نامتقارن‌تر متغیرها مدل در مقایسه با شوک‌های خارجی و بخش خارجی را نشان می‌دهد. بیشترین عدم تقارن را می‌توان در اثرگذاری شوک‌های بخش عرضه بر روی نرخ بهره کشورها مشاهده کرد که بیانگر ساختارهای سیاست‌گذاری متفاوت بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف است، از طرف دیگر در رابطه با اقتصاد ایران و قرقیزستان شاهد عکس‌العمل متفاوت متغیرهای بخش خارجی در مقایسه با سایر کشورها هستیم که بیانگر تفاوت‌های موجود در نظام‌های

1. expenditure switching effect
2. Dornbusch
3. Gal´ı and Monacelli
4. Lubik and Schorfheide
5. Cwik
6. intertemporal elasticity
7. Gal´ı and Monacelli

www.SID.ir

Archive of SID

ارزی یا سایر ساختاری‌های بخش خارجی این کشورها هستیم. نتایج نهایی بیانگر تقارن بیشتر اثرگذاری شوک‌های موردبررسی در کشورهای چین، هندوستان و روسیه نسبت به ایران و قرقیزستان است، به‌طوری‌که امکان تشکیل اتحادیه پولی بین این کشورها بیشتر است. در انتها پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی به بررسی دقیق‌تری کانال‌های اثرگذاری شوک‌ها در کشورهای موردبررسی به‌خصوص ایران و قرقیزستان پرداخته شود و سعی در تحلیل دقیق‌تر مکانیسم‌هایی شود که منجر به ایجاد عدم تقارن در اثرگذاری شوک‌ها به‌خصوص در بخش خارجی می‌گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

Agbeyegbe, T. D. (2008). "On the feasibility of a monetary union in the Southern Africa Development Community". *International Journal of Finance & Economics*, 13(2), 150-157.

Aizenman, J., Chinn, M. D. and Ito, H. (2016). "Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: periphery country sensitivity to core country conditions". *Journal of International Money and Finance*, 68, 298-330.

Allegret, J. P. and Sand-Zantman, A. (2009). "Does a monetary union protect against external shocks? An Assessment of Latin American Integration". *Journal of Policy Modeling*, 31, 102-118.

Artis, M. J., Kontolemis, Z. G. and Osborn, D. R. (1997). "Business Cycles for G7 and European Countries", *Journal of Business*, 70, 249-279.

Back´e, P., Feldkircher, M. and Sla˘c´ık, T. (2013). "Economic spillovers from the euro area to the CESEE region via the financial channel: a GVAR approach". *Focus on European Economic Integration*, 4, 50-64.

Barigozzi, M., Conti, A. M. and Luciani, M. (2014). "Do euro area countries respond asymmetrically to the common monetary policy?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(5), 693-714.

Bayoumi, T., & Eichengreen, B. (1992). Shocking Aspects of Monetary Unification. In Economics working papers. pp. 92–187. Berkeley, CA: University of California at Berkeley.

Benkovskis, K., Bessonovs, A., Feldkircher, M. and W¨orz, J. (2011). "The transmission of Euro Area monetary shocks to the Czech Republic, Poland and Hungary: evidence from a FAVAR model". *Focus on the European Economic Integration*, 8-36.

Bergman, U.M., Bordo, M.D. and Jonung, L. (1998). "Historical Evidence on Business Cycles: The International Experience, in Beyond shocks: What Causes Business Cycles?, Eds Jeffrey, C. and Schuh, S., Federal Reserve Bank of Boston", *Conference Series*, No 42, 65-113.

Bluwstein, K. and Canova, F. (2015). *Beggar-thy-neighbor? The international effects of ECB unconventional monetary policy measures*. CEPR Discussion Papers.

Boivin, J., M. P. Giannoni, and B. Mojon (2008). *How has the Euro changed the monetary transmission?*, NBER Working Paper No. 14190.

Buigut, S. K. & Valev, N. T. (2005). "Is the proposed East African Monetary Union an optimal currency area? A structural vector autoregression analysis". *World Development*, 33(12), 2119-2133.

Canova, F. (2005). "The transmission of US shocks to Latin America". *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229-251.

Canova, F. and Marrinan, J. (1998). "Sources and Propagation of International cycles: Common Shocks or Transmission?", *Journal of International Economics*, 42(1), 133-167.

Chow, H. Kwan, & Kim, Y. (2003). "A common currency peg in East Asia? Perspectives from Western Europe". *Journal of Macroeconomics*, 25, 331-350.

www.SID.ir

Archive of SID

Clark, T. E. and Shin, K. (2000). *The Sources of Fluctuations Within and Across Countries, in G. Hess and E.van Wincoop eds.*, International Macroeconomics, Cambridge University Press, Cambridge.

Corbo, Vittorio. (2001). "Is it time for a common currency for the Americas?", *Journal of Policy Modeling*, 23, 241-248.

Cwik, T., M¨uller, G. J. and. Wolters, M. H. (2011). "Does trade integration alter monetary policy transmission?", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35 (4), 545-564.

Dedola, L., Rivolta, G. and Stracca, L. (2016). *If the Fed sneezes, who gets a cold. NBER Chapters, in: NBER International Seminar on Macroeconomics 2016 National Bureau of Economic Research, Inc*.

Dornbusch, R. (1980). *Open economy macroeconomics*. Basic Books New York.

Eickmeier, S. and Breitung, J. (2006). "How synchronized are new EU member states with the euro area? Evidence from a structural factor model". *Journal of Comparative Economics*, 34(3), 538-563.

Feldkircher, M. (2014). "A global macro model for Emerging Europe". *Journal of Comparative Economics*, 43(3), 706-726.

Feldkircher, M. and F. Huber (2016). "The international transmission of US shocks - Evidence from Bayesian global vector autoregressions". *European Economic Review*, 81, 167-188.

Gal´ı, J. and Monacelli, T. (2005). "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy". *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.

Galesi, A. and Sgherri, S. (2013). *Regional financial spillovers across Europe. The GVAR Handbook: Structure and Applications of a Macro Model of the Global Economy for Policy Analysis*, 255-270.

Granger, C. W. J. and Lin, J. L. (1995). "Causality in the Long Run", *Econometric Theory*, 11, 530-536.

Gregory, A. W., Head, A. C. and Raynauld, J. (1997). "Measuring World Business Cycles", *International Economic Review*, 38, 677-701.

Gros, D. & Thygesen, N. (1999). *European monetary integration*. United Kingdom: Longman Group.

H´ajek, J. and R. Horv´ath (2015). *The spillover effect of euro area on Central and Southeastern European Economies: a Global VAR approach*. Open Economies Review, 1-27.

Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B. and Rahbek, A. (1998). "Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 388-399.

Horvath, R. and K. Voslarova (2016). "International spillovers of ECB's unconventional monetary policy: the effect on Central Europe". *Applied Economics*, 1-13.

Huang, Y. & Guo, F. (2006). "Is currency union a feasible option in East Asia? A multivariate structural VAR approach". *Research in International Business and Finance*, 20(1), 77-94.

Jannsen, N. and M. Klein (2011). *The international transmission of euro area monetary policy shocks*. Kiel Working Papers 1718.

www.SID.ir

Archive of SID

Jim´enez-Rodr´ıguez, R., Morales-Zumaquero, A. and Egert, B. (2010). "He effect of foreign shocks in Central and Eastern Europe". *Journal of Policy Modeling*, 32 (4), 461-477.

Johansen, S. (1992). "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, 231-254.

Kapetanios, G. and Pesaran, M. H. (2005). *Alternative Approaches to Estimation and Inference in Large Multifactor Panels: Small Sample Results with an Application to Modelling of Asset Returns, Faculty of Economics, University of Cambridge, Working Paper, No. 0520, forthcoming in Garry Phillips and Elias Tzavalis (eds.)*, The ReÞnement of Econometric Estimation and Test Procedures: Finite Sample and Asymptotic Analysis, Cambridge University Press, Cambridge.

Kenen, Peter B. (1969). *The theory of optimum currency areas: An eclectic view*. In Robert Mundell, & Alexander Swoboda (Eds.),

Kim, S. (2001). "International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from VAR's". *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 339-372.

Kose, M.A. (2002). "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How Much do World Prices Matter?", *Journal of International Economics*, 56, 299-327.

Kose, M. A., Otrok, C. and Whiteman, C. H. (2003). "International Business Cycles: World, Region, and Country-SpeciÞc Factors", *American Economic Review*, 93, 1216-1239.

Krugman, P. R. (2012). *Revenge of the optimum currency area. In NBER Macroeconomics Annual 2012*, Volume 27. National Bureau of Economic Research.

Liu, P., Mumtaz, H. and Theophilopoulou, A. (2014). "The transmission of international shocks to the uk. estimates based on a time-varying factor augmented var". *Journal of International Money and Finance*, 46, 1-15.

Lubik, T. A. and Schorfheide, F. (2007). "Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation". *Journal of Monetary Economics*, 54 (4), 1069-1087.

Lumsdaine, R. L. and Prasad, E. S. (2003). "Identifying the Common Component of International Economic Fluctuations: A New Approach". *The Economic Journal*, 113, 101-127.

McKinnon, R. I. (1963). "The optimum currency areas". *American Economic Review*, 53, 717-724.

Mumtaz, H. and Surico, P. (2009). "The transmission of international shocks: a factoraugmented VAR approach". *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(s1), 71-100.

Mundell, R. (1961). "A theory of optimum currency areas". *American Economic Review*, 51(4), 657-665.

Peersman, G. (2004). "The transmission of monetary policy in the euro area: are the effects different across countries?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(3), 285-308.

Pesaran, M. H., Schuermann, T., Weiner, S. M. (2004). "Modelling Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 22, 129-162.

www.SID.ir

Archive of SID

Pesaran, M. H. (2005). *Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure*, revised version of CESifo Working Paper Series No. 869.

Pesaran, M. H., Schuermann, T. and Weiner, S. M. (2004). "Modelling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model". *Journal of Business & Economic Statistics*, 22, 129-162.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2000). "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics*, 97, 293-343.

Regmi, K., Nikolsko-Rzhevskyy, A., Thornton, R. (2015). "To be or not to be: An optimum currency area for South Asia?", *Journal of Policy Modeling*, 37(6), 930-944.

Salvatore, D. (1997). "The common unresolved problem with the EMS and EMU". *American Economic Review*, 87(2), 224-226.

Saxena, S. C. (2005). "Can South Asia adopt a common currency?", *Journal of Asian Economics*, 16, 635-662.

Zhao, X., Kim, Y. (2009). "Is the CFA Franc Zone an optimum currency area?", *World Development*, 37(12), 1877-1886.

www.SID.ir

Archive of SID

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 65

Volume 8, Number 31, Full 2019

Investigating the Possibility of Forming a Common Monetary Union Between Member and Observer states of the Shanghai Cooperation Organization Using Global Vector Auto Regression Model GVAR

Jafari Samimi, A.[1], Tehranchian. A. M.[2], Karami, S.[3*]

Abstract

The creation of a common monetary union could bring significant economic gains by reducing transaction costs, eliminating exchange rate risks, and consequently increasing trade and capital. In this study, in order to investigate the possibility of forming a common monetary union between Member and Observer states of the Shanghai Cooperation Organization, the effect of external and internal shocks on the supply and demand side on the macroeconomic variables of these countries, using the GVAR Global Vector Regression Model and seasonal data for years 1996 to 2015 is investigated. The results of the study of the effects of external shocks indicate that, apart from Kyrgyzstan, the behavior of other countries is relatively symmetrical to external shocks. The results represent an equally symmetric reaction of the countries to domestic monetary policies, so that only in the foreign sector of the economy we have seen asymmetries about the effect of monetary shocks. The results of the study of the effects of shocks on the supply sector show the more asymmetric reactions of the variables of the model in comparison with external shocks; so that the greatest asymmetry can be seen in the impact of supply shocks on the interest rate of countries; the results outlines the different policy structures of the central banks of the countries under consideration. On the other hand, in relation to the economy of Iran and Kyrgyzstan, we see a different reaction of the foreign sector variables in comparison with other countries, so that the above results indicate differences in foreign exchange regimes or other foreign sector structures of these countries compared to other countries. The final results indicate that there is a greater symmetry of the impact of the shocks under consideration in the countries of China, India and Russia relative to Iran and Kyrgyzstan, so that it is possible to form a monetary union between these countries.

Keywords: Monetary shocks, Member and Observer states of the Shanghai Cooperation, GVAR.

JEL Classification: E32, E47, F16, E20, C5.

1. Professor, Department of Economics, University of Mazandaran **Email:** jasamimi@umz.ac.ir
2. Professor, Department of Economics, University of Mazandaran **Email:** mtehranchian@umz.c.ir
3. PhD student of Economics, University of Mazandaran **Email:**skarami81852@gmail.com

www.SID.ir