Archive of SID

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی – سال چهارم، شماره چهارم (پیاپی ۱۵)، پاییز ۱۳۹۸ (صفحات ۵۹ تا ۸۴)

بررسی تاثیر شوک سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده نفت با استفاده از رهیافت GVAR[1]

الناز حاجبی
دانشجوی دکتری اقتصاد، پردیس بین الملل دانشگاه فردوسی مشهد
Elnaz27111@gmail.com

سید محمدجواد رزمی (نویسنده مسئول)
دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد
mjrazmi@um.ac.ir

محمدحسین مهدوی عادلی
استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد
Mh-mahdavi@um.ac.ir

تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی
atmahmadi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۱۸

چکیده:

بحرانهای پولی و مالی تاثیرات متفاوتی براقتصادهای مختلف جهان دارند که این تاثیرات علاوه بر عوامل درون اقتصادی کشورها به نوع تعاملات و پیوند کشورها در یک اقتصاد جهانی وابسته می‌باشد. با توجه به اهمیت رویکرد سیاستهای پولی آمریکا در سطح مبادلات جهانی بررسی اثر شوکهای سیاست پولی این کشور بر تولید ناخالص داخلی کشورهای اصلی صادر کننده نفت جهت تعیین سیاستها و پیش بینی های مرتبط با کلان اقتصادی این کشورها در یک چارچوب جهانی و پویا از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است. در این مقاله به بررسی تاثیر شوکهای سیاستی پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی کشورهای اصلی صادرکننده نفت جهان در دوره زمانی ۱۹۷۴-۲۰۱۷ میلادی با استفاده از رهیافت نوین GVAR پرداخته شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد تاثیر شوک سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای اصلی صادرکننده نفت جهان در کوتاه مدت و بلند مدت متفاوت می‌باشد.

طبقه بندی JEL : C55 ،E43 ، F43

کلید واژه‌ها: شوک سیاست پولی آمریکا، تولید ناخالص داخلی واقعی، کشورهای صادرکننده نفت، نرخ بهره

---

[1]. این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

در دهه های اخیر با توجه به ارتباط تنگاتنگ بازارهای مالی در دنیا و پیوستن کشورها به سازمان تجارت جهانی، وابستگی اقتصادی کشورها به وضعیت اقتصاد جهانی به شدت افزایش یافته است. به گونه ای که رونق یا رکورد در یک کشور بزرگ (به لحاظ اقتصادی) مانند آمریکا می‌تواند به سرعت اقتصاد کشورهای دیگر را تحت تاثیر قرار دهد. این امر در خصوص کشورهای مهم صادرکننده نفت که منبع اصلی درآمد آنها از محل فروش نفت تامین می‌شود به لحاظ اثرگذاری تغییرات سیاست پولی آمریکا بر قیمت نفت و مبادلات جهانی آن از اهمیت بالاتری برخوردار است. بررسی رخدادهای اخیر بیانگر آن است که شرایط اقتصادی بسیاری از اقتصادهای نوظهور و حتی کشورهای توسعه‌یافته تحت تاثیر سیاستهای پولی اتخاذ شده توسط بانک مرکزی آمریکا قراردارد. به این ترتیب که در کشورهایی که بین بازارهای مالی آنها تعامل و ادغام وجود دارد آثار بحران به طور مستقیم از طریق بازارهای مالی وارد اقتصاد آنها گردیده و در سایر کشورها که تعاملات مربوط به بازارهای مالی جهانی را ندارند به طور غیر مستقیم و از طریق تجارت خارجی تحت تاثیر این بحرانها قرار گرفته‌اند. با توجه به این مساله ارائه راهکار مناسب در سطح ارتباطات جهانی و داخلی کشورها جهت کاهش و یا جلوگیری از آسیب های اقتصادی و عدم تکرار آثار بحرانها با توجه به تجارت گذشته امری ضروری می‌نماید. در نتیجه چاره‌جویی برای رفع آثار بحرانهای اقتصادی بر متغیرهای مهم کلان اقتصادی نیازمند تحلیل پویا و اتخاذ سیاستهای اقتصادی متناسب در یک چارچوب جهانی می باشد. جهت نیل به این هدف لازم است از روشی استفاده گردد تا بتواند ارتباط بین کشورهای مورد مطالعه را لحاظ نموده و اثر متقابل متغیرهای مرتبط با کشورهای مختلف را هنگام وقوع شوک نشان دهد. هر چند مطالعات متعددی در خصوص بررسی اثرات این شوکها در کشورهای مختلف صورت پذیرفته اما مطالعه در این زمینه با استفاده از روش اتورگرسیون برداری جهان (GVAR)[1] در داخل کشور صورت نپذیرفته است.

بنابراین مقاله حاضر سعی دارد با استفاده از این روش اثر شوک سیاست پولی آمریکا را بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای اصلی صادرکننده نفت بررسی نماید. در ادامه و در بخش دوم پیشینه تحقیق معرفی شده و در بخش سوم روش تحقیق بیان گردیده است. بخش چهارم به برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها پرداخته و در بخش پنجم نتیجه گیری و تصمیمیات سیاستی ارائه شده است.

[1]. Global Vector Auto Regressive

www.SID.ir

Archive of SID

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. ادبیات نظری

در بررسیهای صورت گرفته در خصوص تاثیر سیاستهای پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، متغیر تولید از اهمیت ویژه ای برخوردار است. برخی از اقتصاددانان معتقدند اعمال سیاستهای پولی تنها تولید اسمی را تغییر می‌دهد، و برخی دیگر بر اساس یافته‌ها و نتایج به دست آمده بر این باورند که سیاست پولی علاوه بر تولید اسمی تولید حقیقی را در کوتاه مدت و بلند مدت تحت تاثیر قرار می‌دهد. بر خلاف اقتصاددانان مکتب کلاسیک که معتقد به خنثایی پول هستند ، اقتصاددانان مکتب کینزی مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی را در راستای مدلهای ساختاری مطرح نمودند. بر این اساس افزایش عرضه پول نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گذاری و درآمد ملی را افزایش می‌دهد (شاکری، ۱۳۸۴). از طرفی اقتصاددانان کلاسیک جدید معتقدند، سیاست پولی پیش بینی شده بر متغیرهای حقیقی تاثیری ندارد، اما سیاستهای پولی پیش بینی نشده در کوتاه مدت بر متغیرهای حقیقی موثرند (میشکین، ۱۹۸۲). اقتصاددانان مکتب پولی نیز اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی علاوه بر کانال نرخ بهره از طریق کانال اعتباری درآمد ملی را تغییر می‌دهد (کلباسی، ۱۳۸۵).

کانال نرخ بهره, یکی از راه های اصلی انتقال اثر سیاست پولی از یک کشور به دیگر کشورها است. عوامل متفاوت نظیر سیستم ارزی کشور, موانع بر ورود سرمایه و واکنش سیاستگذاران در دیگر کشورها می‌تواند در میزان و جهت اثرگذاری سیاست پولی موثر باشد. تئوریهای اقتصادی نشان می‌دهند که هرچه سیستم ارزی یک کشور به سیستم نرخ ارز شناور نزدیکتر باشد اثر سیاست پولی دیگر کشورها بر نرخ بهره آن کشور کمتر خواهد بود. به عبارت دیگر در کشورهای با نرخ ارز شناور، میزان استقلال بانک مرکزی در تعیین نرخ بهره بیشتر است .البته در کشورهای دارای سیستم نرخ ارز ثابت نیز، سیاستگذاران با وضع موانع بر ورود سرمایه به کشور، می‌توانند میزان اثرگذاری سیاست پولی دیگر کشورها بر نرخ بهره داخلی را کنترل کنند.

۲-۲. مروری بر مطالعات پیشین

مقالات داخلی و خارجی متعددی به بررسی اثر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در داخل یک کشور پرداخته‌اند. اما در ده های اخیر به علت ارتباط گسترده مالی و تجاری بین کشورها، وابستگی اقتصادی کشورها به یکدیگر به شدت افزایش یافته است. در این

www.SID.ir

Archive of SID

راستا ازمطالعات اخیرکه به بررسی تاثیر سیاست پولی یک کشور بر اقتصاد سایر کشورها پرداخته‌اند می‌توان موارد زیر را نام برد:

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

کیم[1](۲۰۰۱) نشان می‌دهد که هرچند تاثیر شوک پولی انقباضی در آمریکا بر روی نرخ بهره حقیقی و کوتاه مدت کشورهای عضو G-6 معنادار است ولی اثر افزایشی شوک پولی انقباضی در آمریکا بر نرخ بهره کوتاه مدت در کشورهای عضو G-6 بسیار کمتر از اثر افزایشی آن بر نرخ بهره کوتاه مدت در آمریکا است. که علت آن را عدم پیروی کامل بانکهای مرکزی کشورهای عضو G-6 و دارای نرخ ارز شناور، از سیاستهای پولی بانک مرکزی آمریکا می‌داند.

فرانکل[2]و دیگران (۲۰۰۴)، به بررسی انتقال افزایش نرخ بهره از کشور آمریکا به کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته پرداخته است. در این بررسی مشاهده می‌شود که در بلند مدت فارغ از سیستم ارزی کشورها، افزایش نرخ بهره در آمریکا به صورت کامل به دیگر کشورها انتقال پیدا می‌کند. همچنین آنها نشان می‌دهند که در کشورهای با نرخ ارز شناور مدت زمان بیشتری برای برقراری رابطه بلندمدت بین نرخ بهره داخلی و نرخ بهره جهانی لازم است.

کانووا[3](۲۰۰۵), با استفاده از روش خودرگرسیون برداری[4]و با به کارگیری روش تعیین علامت برای تحمیل قید به منظور مشخص کردن شوک پولی, به بررسی اثر سیاست پولی کشور آمریکا بر کشورهای آمریکای لاتین پرداخته و به این نتیجه رسیده است که یک شوک پولی انقباضی در کشور آمریکا منجر به افزایش نرخ بهره در کشورهای آمریکای لاتین می‌شود.

اسکریم جیور[5](۲۰۱۰) در بررسی اثر سیاست پولی در کشور آمریکا بر نرخ بهره کوتاه مدت در کشورهای‌کانادا و کلمبیا نیز اثر افزایشی شوک پولی انقباضی بر نرخ بهره را تایید می‌کند. وی علت تشابه واکنش نرخ بهره کوتاه مدت در کشورهای کانادا و آمریکا به شوک پولی در آمریکا را پیروی سیاستگذاران کانادا از سیاست پولی بانک مرکزی آمریکا می‌داند.

---

1. Kim
2. Frankle
3. Canova
4. Vector Auto Regressive (VAR)
5. Scrimgeour

www.SID.ir

Archive of SID

کیم و یونگ یانگ[1](۲۰۱۲)، به بررسی اثر سیاست پولی آمریکا بر نرخ بهره کوتاه مدت در کشورهای آسیای شرقی با توجه به سیستم ارزی این کشورها پرداخته‌اند. در این بررسی فقط در کشور ژاپن نرخ بهره کوتاه مدت به سیاست پولی در آمریکا واکنش نشان نمی‌دهد.

اکبر کازی و واگان[2](۲۰۱۴)، اثر شوکهای سیاست پولی آمریکا را روی کشورهای عضو سازمان همکاری های اقتصادی و توسعه[3]با استفاده از روش FAVAR [4]مورد مطالعه قرار داده و نشان داده‌اند که این شوکها اثر منفی قابل توجهی بر رشد تولید ناخالص داخلی آمریکا، کانادا، ژاپن و سوئد داشته است، همچنین انتقال اثرات سیاست پولی به رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو OECD تا قبل از ۱۹۸۰ روند افزایشی داشته و کانال های نرخ بهره و تجارت نقش عمده ای در انتشار شوکهای سیاست پولی داشته‌اند.

فلدکرچر و هابر[5](۲۰۱۶)، در مطالعه خود با استفاده از رویکرد بیزین GVAR[6]به بررسی شوکهای ساختاری آمریکا بر اقتصاد جهانی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق که برای چهل و شش کشور / منطقه و برای بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۲ می باشد نشان می دهد شوک تقاضای کل آمریکا اثر کوتاه مدت بر کشورهای دیگر دارد، در حالیکه شوک عرضه کل و شوک سیاست پولی این کشور اثر دایمی بر اقتصاد سایر کشورها می‌گذارد. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، انتقال شوکهای حاصل از این کشور به سایر کشورها از طریق کانال تورم و قیمت نفت می‌باشد و در میان کشورهای مورد مطالعه، کشورهای آمریکای لاتین، آسیا و اقتصادهای نوظهور اروپایی بیشترین تاثیر را از شوکهای ساختاری آمریکا دریافت می‌کنند.

۲-۲-۲. مطالعات داخل کشور

امامی و شمس الدین (۱۳۸۹)، به بررسی اثر سیاستهای پولی آمریکا بر قیمت قیمت واقعی نفت و درامد واقعی نفت کشورهای اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۰ پرداخته و نشان دادند تغییر در نرخ بهره واقعی آمریکا اثر منفی بر قیمت واقعی نفت و همچنین درآمد واقعی کشورهای صادرکننده نفت اوپک دارد.

---

1. Kim & Yong Yang
2. Akbar Kazi & Wagan
3. Organization of Economic Corporation and Development (OECD)
4. Factor-Augmented VAR
5. Feldkircher & Huber
6. Baysian GVAR

www.SID.ir

Archive of SID

برکچیان و واقفی (۱۳۹۴)، در مطالعه ای به بررسی واکنش نرخ بهره کوتاه مدت کشورهای مختلف به شوک پولی آمریکا بااستفاده از روش VAR پرداخته و نشان دادندکشورهایی که از سیاست پولی کشور آمریکا پیروی می‌کنند دارای استقلال سیاست پولی کمتری هستند. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد نرخ بهره کوتاه مدت در کشورهای مختلف واکنشهای متفاوتی به شوک پولی آمریکا نشان می‌دهد.

رضوی و دیگران (۱۳۹۵)، تاثیر سیاستهای پولی آمریکا بر قیمت نفت خام را مورد بررسی قرارداده و نشان دادند که اثر تغییر نرخ بهره بر نفت خام های شاخص منفی و تاثیر تغییر شاخص بازار سرمایه بر قیمت نفت خام مثبت است.

۳. روش تحقیق

در یک اقتصاد جهانی ارتباط کشورهای مختلف جهان از طریق کانالهای مختلفی شکل می‌گیرد که این کانالهای ارتباطی می‌توانند از طریق منابع کمیاب مانند نفت، توسعه‌های سیاسی و تکنولوژیکی، مبادلات کالاها و خدمات و جابجایی سرمایه و نیروی کار و نیز متاثر از سیاستهای پولی و مالی باشد. علاوه بر این موارد برخی ارتباطات غیر قابل مشاهده که از ارتباط درونی پسماندها به دست می آید نیز وجود دارد. بنابراین سیستم اقتصاد جهانی یک سیستم با تعداد ابعاد بالا و پیچیدگیهای خاص خود می‌باشد که در نتیجه مدلسازی اقتصادی جهانی با چالش بزرگی مواجه می‌گردد. جهت رفع این مشکل پسران[۱] و همکاران (۲۰۰۴)، روش GVAR[۲] را ارائه نمودند. اگرچه قبل از آن برخی مدلهای کلان اقتصادی در سطح جهانی ارائه شده بود که از کفایت لازم برخوردار نبودند[۳] اما این روش مدلسازی در حل معضل ابعاد[۴] هم از لحاظ تئوری منطقی می باشد و هم به لحاظ آماری دارای نتایج سازگار است.[۵] در مطالعات انجام شده در داخل کشور نجفی و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از این روش به بررسی عاملهای موثر برقیمتهای صادراتی کشورهای عمده صادرکننده پسته پرداخته‌اند.

مدلسازی به روش GVAR شامل دو مرحله می باشد. در مرحله اول مدلهای VARX* مختص هر کشور تخمین زده می شود. این مدلها شامل متغیرهای داخلی و متغیرهای

---

1. Pesaran
2. Global Vector Auto-Regressive
۳. برای مطالعه بیشتر به Granger & Jeon (2007) و Chudik & Pesaran (2014) مراجعه شود.
4. Curse of dimensionality
5. Chudik & Pesaran

www.SID.ir

Archive of SID

خارجی می باشند. متغیرهای خارجی به صورت میانگین وزنی می باشند و با * مشخص می شوند. در مرحله دوم، مدلهای $VARX^*$ هر کشور در کنار یکدیگر قرار گرفته و در یک مدل GVAR به صورت همزمان برآورد می گردند.

هر کشور (i) توسط یک مدل خود رگرسیو برداری متشکل از متغیرهای مورد نظر نشان داده می‌شود به طوری که در هر $VARX^*$ (p_i,q_i) متغیرهای داخلی هر کشور به متغیرهای خارجی و متغیرهای جهانی مرتبط شده‌اند:

$$\Phi_i\ (L, p_i\ )x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Lambda_i(L, q_i)x_{it}^* + \Psi_i(L, q_i)d_t + u_{it} \qquad (۱)$$

برای i=0, 1,…,N و t= 1,…,T مجموعه متغیرهای داخلی مختص هر کشور با x_{it} نشان داده می‌شود و $\Phi_i\ (L, p_i\ ) = I - \sum_{i=1}^{p_i} \Phi_i L^i$ نشان دهنده ماتریس ضرایب همبستگی مرتبط می‌باشد. a_{i0} و a_{i1} به ترتیب بردارهای ضرایب ثابت و ضرایب همبستگی روند زمانی می‌باشند. این متغیرها شامل تورم, نرخ تولید ناخالص داخلی, نرخ ارز حقیقی می‌باشد.

x_{it}^* مجموعه متغیرهای خارجی و $\Lambda_i(L, q_i) = \sum_{i=0}^{q_i} \Lambda_i L^i$ ماتریس ضرایب همبستگی مرتبط با آنها می‌باشد. این متغیرها اثر اقتصاد سایر کشورهای مورد مطالعه را از طریق متوسط وزنی روابط تجاری بر یک اقتصاد مورد نظر بررسی می‌نمایند.

d_t مجموعه متغیرهای جهانی است و $\Psi_i(L, q_i) = \sum_{i=0}^{q_i} \Psi_i L^i$ ماتریس ضرایب همبستگی مرتبط با آنها می‌باشد. این متغیرها شامل قیمت جهانی نفت خام و تولید جهانی نفت خام می‌باشد.

u_{it} برداری است که شوکهای مختص هر کشور را نشان می‌دهد. این شوکها به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$E\ (u_{it}\, ú_{jt'}\ ) = \{\ \Sigma_{ij} \quad \text{for } t = t' \ \&\ 0 \text{ for } t \neq t'\ \}$$

درنتیجه با استفاده از مدلسازی GVAR می‌توان ارتباط بین متغیرهای داخلی را به صورت همزمان با متغیرهای خارجی و متغیرهای جهانی بررسی نمود, همچنین با استفاده از کوواریانسها می‌توان ارتباط همزمان شوکهای کشورها را نشان داد. با تخمین مدل VARX هر کشور, می‌توان آنها را در کنار هم قرارداد تا مدل GVAR را شکل دهند.

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_{i1}x_{i,t-1} + \Phi_{i2}x_{i,t-2} + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i2}x_{i,t-2}^* + u_{it} \qquad (۲)$$

www.SID.ir

Archive of SID

اگر برای هر کشور متغیرهای داخلی و خارجی به صورت زیر باشد:

$$z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^{*} \end{pmatrix}$$

آنگاه مدل VARX هر کشور به صورت زیر می‌شود:

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1} t + B_{i1} z_{i,t-1} + B_{i2} z_{i,t-2} + u_{it} \qquad (۳)$$

$$A_i = (I_{ki}, -\Lambda_{i0}),\ B_{i1} = (\Phi_{i1}, \Lambda_{i1}),\quad B_{i2} = (\Phi_{i2}, \Lambda_{i2})$$

همچنین اگر متغیرهای داخلی به صورت یک بردار کلی به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$x_t = \begin{pmatrix} x_{0t} \\ \vdots \\ x_{Nt} \end{pmatrix}$$

رابطه زیر را می‌توان به صورت زیر به دست آورد:

$$z_{it} = W_i x_t \ ,\ \ \forall_i = 0,1,\dots,N \qquad (۴)$$

به طوری که W_i ماتریسی است که وزنهای تجاری را نشان می‌دهد و این امکان را فراهم می‌کند تا مدل مختص هر کشور برمبنای x_t بیان گردد و به این ترتیب اقتصادهای مورد مطالعه در مدل GVAR به یکدیگر مرتبط می‌گردند. با جایگذاری رابطه بالا در VARX هر کشور می‌توان نوشت:

$$A_i W_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1} t + B_{i1} W_i z_{i,t-1} + B_{i2} W_i z_{i,t-2} + u_{it} \qquad (۵)$$

با لحاظ نمودن مدل مختص هر کشور در این رابطه مدل GVAR برای تمام متغیرهای درونزا به دست می‌آید:

$$G x_t = a_0 + a_1 t + H_1 x_{t-1} + H_2 x_{t-2} + u_t \qquad (۶)$$

به طوریکه :

www.SID.ir

Archive of SID

$$G = \begin{pmatrix} A_0W_0 \\ \vdots \\ A_NW_N \end{pmatrix}, H_1 = \begin{pmatrix} B_{01}W_0 \\ \vdots \\ B_{N1}W_N \end{pmatrix}, H_2 = \begin{pmatrix} B_{02}W_0 \\ \vdots \\ B_{N2}W_N \end{pmatrix}$$

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, \quad a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \quad u_t = \begin{pmatrix} u_{0t} \\ \vdots \\ u_{Nt} \end{pmatrix}$$

ماتریسG ماتریسی با ابعاد k*k می‌باشد. با معکوس کردن این ماتریس فرم کاهش یافته مدل GVAR به صورت زیر می‌شود:

$$x_t = b_0 + b_i t + F_1 x_{t-1} + F_2 x_{t-2} + v_t \quad (۷)$$

به طوریکه:

$$F_1 = G^{-1}H_1, \quad F_2 = G^{-1}H_2,$$

$$b_0 = G^{-1}a_0, \quad b_1 = G^{-1}a_1, \quad v_t = G^{-1}u_t$$

فرض اصلی برآورد مدل GVAR برونزایی ضعیف[1]متغیرهای خارجی و جهانی می‌باشد. پس از تخمین مدل VARX* هر کشور لازم است آزمون فرض برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی بررسی گردد. برای نیل به این مقصود با استفاده از روش جوهانسون[2](۱۹۹۲) و هربور و همکاران[3](۱۹۹۸) رگرسیون زیر ارزیابی می‌گردد:

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

که در آن جملات $ECM^{j}_{i,t-1}$ مربوط به تصحیح خطا بوده و r_i تعداد روابط کوواریانس را نشان می‌دهند. آماره F با فرض $\gamma_{ij,l} = 0$ برای $j=1,\ldots,r_i$ آزمون می‌شود. با توجه به آنکه مدل GVECM شامل متغیرهای برونزای خارجی و جهانی می‌باشد لذا مقادیر بحرانی جوهانسون قابل استفاده نبوده و در این صورت از مقادیر بحرانی مک کینون و همکاران[4](۱۹۹۹) استفاده می‌شود. $\varepsilon_{it,l}$ بردار خطا می‌باشد که فرض می‌شود همبستگی

[1]. Weak Exogeneity
[2]. Johansen
[3]. Harbor
[4]. Mc kinnon, Haug

www.SID.ir

Archive of SID

سریالی ندارد، اگرچه می‌تواند همبستگی سریالی مقطعی داشته باشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۹ و دی ماریو و پسران ۲۰۱۳). اگر متغیر درونزایی به صورت برونزا در نظر گرفته شود موجب تورش در برآوردها می‌گردد. بنابراین باید تلاش شود که با انتخاب صحیح درونزایی و برونزایی متغیرها هردو کارایی و سازگاری تامین گردد. آنچه انتظار می‌رود آن است که وقفه‌های متغیرهای داخلی بیشتر از متغیرهای خارجی و جهانی باشد. به عبارت دیگر، پویایی‌های داخلی بیشتر تحت تاثیر اقتصاد داخلی استمرار می‌یابد، اگرچه ممکن است منشا شوک اولیه از اقتصاد خارجی باشد. در اینجا حداکثر تعداد وقفه‌ها با توجه به ماهیت داده‌ها بر اساس معیارهای آکاییک و شوارتز تعیین می‌گردد.

- متغیرها و داده‌های تحقیق: در مدل خاص هر کشور متغیرهای خاص کشوری شامل GDP واقعی (y_{it})، تورم (p_{it})، نرخ ارز حقیقی (ep_{it}) و نرخ بهره حقیقی (r_{it})به صورت زیر می‌باشند:

$$y_{it} = \ln(GDP_{it} / CPI_{it})$$

$$p_{it} = \ln(CPI_{it})$$

$$ep_{it} = \ln(E_{it}) - \ln(CPI_{it})$$

$$r_{it} = 0.25 * \ln(1+R_{it}/100)$$

$$\pi_{i,t} = p_{i,t} - p_{i,t-1}$$

که در آنها y_{it} بیانگر تولید ناخالص داخلی واقعی کشور i در زمان t می‌باشد که از تقسیم تولید ناخالص داخلی اسمی (GDP_{it}) بر شاخص قیمت مصرف کننده (CPI_{it}) به دست می‌آید. $epit$ نرخ ارز حقیقی کشور i در زمان t می‌باشد که از تقسیم E_{it} نرخ ارز اسمی بر حسب دلار آمریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده به دست می‌آید. r_{it} نرخ بهره حقیقی کشور i در زمان t می‌باشد که با استفاده از R_{it} نرخ بهره اسمی و فرمول مندرج در بالا به دست می‌آید.[۱] $\pi_{i,t}$ نیز بیانگر متغیر تورم می‌باشند. در این مدلها علاوه بر متغیرهای داخلی هر کشور، متغیرهای خارجی سایر کشورها و متغیر جهانی قیمت نفت لحاظ می‌گردند. متغیرهای خارجی که به صورت بین کشوری بررسی می‌گردد شامل تمام متغیرهای مختص هر کشور (به غیر از نرخ ارز برای مدل کشور آمریکا) است که در تعیین آنها از وزنهای تجاری (w_{ij}) به صورت زیر استفاده می‌شود.

---

[۱]. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به GVAR Toolbox user guide

www.SID.ir

Archive of SID

$$x_{it}^{*} = \sum_{j=1}^{N} w_{ij} x_{jt}$$

به این صورت که $w_{ii} = 0$ و $\Sigma w_{ij} = 1$ می‌باشد. وزنهای تجاری از میانگین سه ساله مبادلات دو جانبه کشورها مطابق فرمول زیر به دست می‌آیند که در آن T_{ijt} مربوط به مبادلات تجاری(میانگین صادرات و واردات)دو طرفه از کشور i به کشور j در سال t می‌باشد:

$$w_{ij} = \frac{T_{ijt1} + T_{ijt2} + T_{ijt3}}{T_{it1} + T_{it2} + T_{it3}}$$

آمار مربوط به مبادلات تجاری کشورها برای تمام کشورهای مورد مطالعه از سایت DOTS[۱] به دست آمده‌است.[۲]متغیرهای داخلی به صورت درونزا و متغیرهای خارجی به صورت برونزای ضعیف عمل می‌کنند و این متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته می‌شوند.[۳] در مدلهای مختص هر کشور علاوه بر متغیرهای داخلی و متغیرهای خارجی شامل متغیر جهانی قیمت نفت به صورت لگاریتمی می‌باشد.

مدل GVAR در این مطالعه شامل ۴۰ کشور می‌باشد که شامل کشورهای اصلی صادرکننده و واردکننده نفت می‌باشد.[۴] روش گردآوری داده‌ها کتابخانه‌ای و دوره مورد مطالعه ۲۰۱۷-۱۹۷۴ است و داده‌ها به صورت سالانه از سایتهای بانک جهانی، آژانس بین المللی انرژی، سایت بانک مرکزی ایران و سایت آمار مالی جهانی[۵](IFS) IMF گردآوری شده‌اند، همچنین نرم افزار مورد استفاده MATLAB و GVAR Toolbox 2.0 است.

---

[1]. Direction of trade statistics:www.data.imf.org/DOT

[۲]. آمار مربوط به مبادلات تجاری کشورها به صورت ماتریس ۴۰*۴۰ ازسایت DOTS استخراج گردیده و در محاسبات استفاده شده است.

[۳]. متغیرهای خارجی بر مبنای میانگین وزنی متغیرهای درون زای سایر کشورها ساخته می‌شوند که این وزنها (W_{ij}) ماتریسهای K*K می‌باشند. پسران و دیگران (۲۰۰۲) نشان دادند هنگامی که نمونه مورد نظر N به بینهایت میل کند. بر مبنای یک سری فروض می‌توان نشان داد که $Cov\left[\left(\sum_{j=1}^{N} \mathbf{W}_{ij}\mathbf{x}_{it}\right), \varepsilon_{it}\right] \rightarrow 0$ و به بیانی دیگر متغیرهای خارجی به صورت ضعیف برون زا می‌باشند.

[۴]. کشورهای صادرکننده نفت شامل آنگولا، اکوادور،الجزایر، ایران، عراق، انگلستان، اندونزی،امارات متحده عربی، بحرین، روسیه،کانادا، کویت، عربستان، عمان، قطر، لیبی، مکزیک، نروژ، نیجریه، ونزوئلا. کشورهای واردکننده نفت شامل: اتریش، آرژانتین،اسپانیا، استرالیا،آلمان، آمریکا، ایتالیا، برزیل، ترکیه، چین، ژاپن، سنگاپور، سوییس، فرانسه، کره جنوبی، هلند، هند، مالزی، مراکش، مصر.

[5]. International Monetary fund (International Financial Statistics)

www.SID.ir

Archive of SID

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

پیش از برآورد مدلهای خاص هر کشور ابتدا می‌بایست متغیرهای مورد نظر را به لحاظ ایستایی آزمون نمود که به این منظور از آزمون ریشه واحد ADF[1] و WSDF[2] استفاده شده است و نتایج حاصل نشان می‌دهد همگی متغیرهای داخلی و خارجی و جهانی با یک بار تفاضلگیری ایستا از مرتبه ۱ (I(1)) می‌باشند. سپس جهت بررسی همگرایی بلند مدت از یوهانسون[3](۱۹۸۸) استفاده می‌شود و با توجه به آنکه مدل مورد مطالعه شامل متغیرهای خارجی و جهانی است بنابراین مقادیر بحرانی یوهانسون قابل استفاده نبوده و در این حالت از مقادیر بحرانی مک کینون[4] و همکاران (۱۹۹۹) استفاده می‌شود.[5] از طرفی دیگر مدل GVAR باید دارای ثبات و پایداری باشد به این معنا که اگر از وضعیت تعادل خارج شد، همگرایی میان متغیرها از بین نرود و سیستم به مرور زمان به وضعیت اولیه بازگردد که جهت نیل به این هدف از روش لی و پسران (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. جهت تحلیل پویایی مدل GVAR با پیروی از پسران و همکاران (۲۰۰۴) از توابع واکنش آنی تعمیم یافته (GIRF)[6] استفاده می‌شود. در مدل GVAR به جای استفاده از خطاهای متعامد از خطاهای تعمیم یافته استفاده می‌شود.[7]

در ایم مدل با فرض برونزایی ضعیف، متغیرهای خارجی و متغیر جهانی برآورد می‌شوند. اگر متغیر درونزایی به صورت برونزا در نظر گرفته شود موجب تورش در برآوردها می‌شود و بالعکس چنانچه متغیر برونزایی به صورت درونزا فرض گردد موجب از دست رفتن کارایی مدل می‌گردد. بنابراین لازم است با انتخاب صحیح درونزایی و برونزایی متغیرها هردوکارایی و سازگاری تامین گردد.[8] برای آزمون برونزایی ضعیف از آزمون F استفاده می‌شود. در این قسمت ابتدا مدلهای خاص هر کشور برآورد می‌گردد. مرتبه هم انباشتگی با این فرض شناسایی می‌گردد که متغیرهای خارجی مختص هر کشور به صورت برونزای

---

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Weighted-Symmetric Dickey Fuller
3. Johansen
4. MacKinnon

۵. جداول مرتبط با آزمون ریشه واحد و همگرایی بلند مدت به سبب اختصار درج نگردیده است.

6. Generalized Impulse Response Function

۷. لازم به ذکر است در تجزیه چولسکی ترتیب متغیرها اهمیت دارد در حالیکه در مدلهای GVAR که تعداد متغیرها زیاد است، حالتهای بسیار مختلفی رخ می‌دهد که انتخاب میان آنها ممکن نخواهد بود و لذا روش چولسکی کارساز نخواهد بود.

۸. نجفی ، ۱۳۹۵

www.SID.ir

Archive of SID

ضعیف ((I(1)) هستند. درجه مدلهای خاص کشوری بر اساس معیار داده‌ای Akaike با p_{max} , q_{max} کمتر از ۲ انتخاب می‌شود. در جدول (۱) وقفه‌های مدل و تعداد روابط هم انباشتگی به صورت خلاصه ارائه شده‌است.

جدول ۱: تعداد روابط هم انباشتگی و مرتبه VARX

varx (p^*,q^*)	Cointeg.	q^*	p^*
الجزایر	۳	۱	۲
آنگولا	۳	۱	۲
آرژانتین	۱	۱	۲
استرالیا	۲	۱	۲
اتریش	۲	۱	۱
بحرین	۲	۱	۲
برزیل	۴	۱	۲
کانادا	۳	۱	۲
چین	۳	۱	۲
اکوادور	۱	۱	۲
مصر	۱	۱	۲
فرانسه	۱	۱	۱
آلمان	۳	۱	۲
هند	۲	۱	۲
اندونزی	۱	۱	۲
ایران	۱	۱	۲
عراق	۳	۱	۲
ایتالیا	۱	۱	۱
ژاپن	۱	۱	۲
کره جنوبی	۴	۱	۲
کویت	۲	۱	۱
لیبی	۲	۱	۲
مالزی	۲	۱	۲
مکزیک	۴	۱	۲
مراکش	۲	۱	۲
هلند	۲	۱	۲
نیجریه	۱	۱	۱
نروژ	۲	۱	۲
عمان	۳	۱	۲
قطر	۰	۱	۲

www.SID.ir

Archive of SID

روسیه	۳	۱	۱
عربستان	۴	۱	۲
سنگاپور	۴	۱	۲
اسپانیا	۱	۱	۱
سوییس	۱	۱	۱
ترکیه	۲	۱	۲
امارات متحده عربی	۱	۱	۲
انگلستان	۳	۱	۲
آمریکا	۰	۱	۲
ونزوئلا	۱	۱	۲

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین نتایج آزمون برونزایی ضعیف برای مجموعه کشورهای انتخاب شده در جدول ۲ آورده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد فرض برونزایی ضعیف برای تمام متغیرهای خارجی در کشورهای منتخب رد نشده است. به این ترتیب که از ۱۹۵ آزمون بروزایی ضعیف تنها ۱۱ مورد این فرض را رد کرده‌اند و در مابقی آزمونها فرض برونزایی ضعیف رد نشده است. بنابراین متغیرهای خارجی به صورت برونزای ضعیف در نظر گرفته می‌شوند.

جدول ۲: آزمون برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی (X^*)

کشور (نام-)	F test	Fcrit_0.05	ys	Dps	rrs	poil
الجزایر	F(۳،۱۸)	۳/۱۶۰	۰/۴۳۰	۰/۵۱۳	۱/۱۲۸	۰/۵۷۷
آنگولا	F(۳،۲۲)	۳/۰۴۹	*۲۷/۹۵۷	*۴/۹۱۷	۱/۲۵۸	۰/۵۵۰
آرژانتین	F(۱،۲۰)	۴/۳۵۱	۲/۵۸۳	۰/۹۳۷	۰/۷۲۷	۲/۰۱۰
استرالیا	F(۲،۲۳)	۳/۴۲۲	۰/۶۶۲	۰/۵۸۹	۰/۴۹۰	۰/۲۶۶
اتریش	F(۲،۲۳)	۳/۴۲۲	*۱۷/۸۸۶	*۳/۹۷۷	۲/۴۱۰	۰/۱۰۰
بحرین	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۰/۰۶۶	۱/۹۳۵	۰/۲۷۶	۰/۰۱۳
برزیل	F(۴،۱۷)	۲/۹۶۴	۱/۳۰۵	۲/۹۱۴	*۳/۵۷۶	۰/۱۵۴
کانادا	F(۳،۲۷)	۲/۹۶۰	۱/۴۰۶	*۳/۴۱۰	۲/۹۵۸	۱/۶۵۲
چین	F(۳،۱۸)	۳/۱۶۰	۲/۲۲۱	۱/۳۷۸	۱/۴۱۷	۱/۵۸۷
اکوادور	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۰/۰۱۲	*۶/۸۲۵	۴/۳۴۵	۰/۳۵۳
مصر	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۰/۰۱۵	۱/۷۴۸	۰/۲۴۶	۳/۱۹۹
فرانسه	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۲/۱۱۷	۳/۶۶۶	۲/۴۲۷	۰/۱۲۷
آلمان	F(۳،۱۸)	۳/۱۶۰	۱/۹۷۵	۰/۵۱۴	۰/۴۷۲	۰/۱۴۰
هند	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۰/۹۹۰	۰/۹۲۹	۰/۱۷۰	۲/۷۵۰

www.SID.ir

Archive of SID

اندونزی	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۱/۷۹۰	۱/۱۲۷	۰/۰۰۰	۰/۸۲۴
ایران	F(۱،۲۰)	۴/۳۵۱	۱/۹۷۹	۲/۵۶۷	۱/۳۱۶	۰/۰۰۰
عراق	F(۳،۱۸)	۳/۱۶۰	*۸/۱۹۹	۱/۹۲۷	۲/۲۵۰	۱/۰۲۰
ایتالیا	F(۱،۲۴)	۴/۲۶۰	۰/۰۲۹	۰/۳۲۰	۰/۰۸۰	۰/۱۰۹
ژاپن	F(۱،۲۴)	۴/۲۶۰	۰/۰۳۹	۰/۰۵۸	۱/۰۵۹	۰/۰۹۶
کره جنوبی	F(۴،۱۷)	۲/۹۶۵	۰/۱۷۳	۰/۳۲۸	۰/۶۸۶	۰/۱۷۷
کویت	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۲/۸۸۱	۲/۹۹۰	۱/۲۱۷	۰/۰۲۲
لیبی	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۱/۰۹۹	۰/۱۸۷	۰/۴۵۵	۰/۱۳۶
مالزی	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۰/۷۹۱	۰/۷۲۷	۱/۰۱۴	۰/۶۷۶
مکزیک	F(۴،۲۶)	۲/۷۴۰	۱/۲۹۶	*۶/۴۶۲	۲/۲۸۰	۰/۴۰۹
مراکش	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۰/۸۹۹	۰/۱۹۵	۰/۲۳۷	۰/۷۴۸
هلند	F(۲،۲۳)	۳/۴۲۲	*۷/۳۵۱	۳/۴۸۰	۱/۸۴۸	۰/۰۹۱
نیجریه	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۱/۹۸۲	۰/۷۴۶	۰/۰۲۰	۰/۰۰۲
نروژ	F(۲،۱۹)	۳/۵۲۲	۰/۱۴۲	۰/۱۴۷	۰/۰۵۸	۰/۱۱۱
عمان	F(۳،۲۷)	۲/۹۶۰	۰/۲۱۶	۱/۲۸۶	۱/۴۹۰	۰/۳۶۸
قطر	F(۰،۲۱)					
روسیه	F(۳،۱۸)	۳/۱۶۰	*۴/۲۶۲	۰/۱۸۹	۱/۲۸۷	۰/۳۴۵
عربستان	F(۴،۲۱)	۲/۸۴۰	۰/۴۸۳	۰/۰۷۱	۰/۹۹۰	۲/۷۱۲
سنگاپور	F(۴،۱۷)	۲/۹۶۵	۰/۱۴۸	۰/۱۷۶	۰/۲۸۶	۱/۳۲۷
اسپانیا	F(۱،۲۰)	۴/۳۵۱	۰/۴۸۰	۰/۰۲۷	۰/۰۰۱	۰/۰۲۷
سوییس	F(۱،۲۰)	۴/۳۵۱	۴/۱۸۰	۴/۲۶۱	*۴/۶۳۲	۰/۰۲۳
ترکیه	F(۲،۲۸)	۳/۳۴۰	۰/۱۳۵	۰/۲۵۰	۱/۱۶۶	۰/۸۶۷
امارات	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۰/۸۸۷	۰/۶۰۵	۱/۱۶۲	۰/۱۳۲
انگلستان	F(۳،۲۷)	۲/۹۶۰	۰/۹۴۵	۰/۶۸۶	۱/۰۴۱	۱/۹۱۷
آمریکا	F(۰،۳۰)					
ونزوئلا	F(۱،۲۹)	۴/۱۸۳	۰/۵۷۴	*۵/۷۲۲	۰/۴۳۹	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق- سطح معنی داری آماره‌ها ۵ درصد می‌باشد.

۴-۱. اثر کشش

اثر کشش در مدل GVAR تغییر همزمان در یک متغیر داخلی را در اثر تغییر یک درصدی برون زا در متغیر همتای خارجی خود اندازه‌گیری می‌کند. با استفاده از این کششها می توان حرکت متقابل متغیرها را در همه کشورها اندازه‌گیری کرد. نتایج به دست آمده از برآورد اثرهای کشش کشورهای گوناگون در جدول شماره ۳ نشان داده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳: نتایج اثرهای کشش

نام کشور	rr	Dp	Y
الجزایر	-۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۰۴
	-۱/۷۴	۰/۷۸	۱/۱۷
آنگولا	-۱/۲۶	*-۵۱/۶۲	*۰/۷۹
	-۱/۴۹	-۲/۷۲	۲/۴۲
آرژانتین	*۸/۰۴	-۱/۶۰	-۰/۰۶
	۵/۹۸	-۱/۱۱	-۰/۹۷
استرالیا	*۱/۲۵	-۰/۰۲	-۰/۰۴
	۲/۶۹	-۰/۲۸	-۰/۶۱
اتریش	*۰/۳۶	۰/۰۰	*۰/۹۰
	۲/۸۰	۰/۰۶	۲/۵۰
بحرین	*۱/۹۵	۰/۱۰	-۰/۰۴
	۶/۶۹	۰/۴۹	-۱/۰۱
برزیل	*-۷/۳۱	*۱۵/۰۶	*۷/۰۷
	-۴/۱۵	۷/۸۱	۲۰/۷۳
کانادا	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۰۸
	۰/۹۰	۰/۸۴	۰/۷۳
چین	*۰/۴۰	*-۰/۲۲	-۰/۰۹
	۴/۲۲	-۳/۴۸	-۱/۴۴
اکوادور	-۰/۱۸	*-۰/۶۷	۰/۰۶
	-۰/۱۹	-۲/۰۱	۱/۸۳
مصر	*۰/۴۲	۰/۰۷	-۰/۰۲
	۲/۴۵	۰/۴۴	-۰/۷۶
فرانسه	*۰/۲۲	-۰/۰۳	۰/۰۱
	۲/۵۳	-۰/۹۷	۱/۰۱
آلمان	۰/۲۷	-۰/۰۱	-۰/۲۸
	۱/۴۰	-۰/۳۰	-۰/۸۷
هند	-۰/۱۷	۰/۰۸	۰/۰۷
	-۱/۲۵	۱/۱۰	۱/۱۸
اندونزی	۱/۱۸	-۰/۳۳	۰/۱۸
	۱/۲۲	-۰/۶۹	۱/۳۹
ایران	۰/۰۳	*۱/۵۹	-۰/۱۰
	۰/۱۳	۴/۳۴	-۰/۸۲
عراق	-۰/۱۶	*۴/۱۳	*۱/۳۰
	-۱/۱۴	۲/۸۹	۳/۲۲
ایتالیا	*۰/۸۶	-۰/۰۲	*۲/۳۰

www.SID.ir

Archive of SID

	۳/۹۳	-۰/۲۷	۳/۰۵
ژاپن	۰/۳۲	-۰/۰۱	*۰/۲۱
	۱/۷۱	-۰/۲۴	۲/۳۹
کره جنوبی	-۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۲۲
	-۰/۳۱	۱/۰۵	۱/۷۶
کویت	*۰/۹۰	۰/۰۱	*۱/۷۰
	۳/۶۰	۰/۰۴	۲/۷۳
لیبی	-۰/۰۱	-۰/۲۵	۰/۵۶
	-۰/۰۹	-۱/۵۲	۱/۴۶
مالزی	-۰/۰۴	۰/۱۴	*۰/۴۸
	-۰/۱۸	۱/۲۷	۳/۶۳
مکزیک	۰/۸۸	۰/۲۴	-۰/۱۸
	۱/۵۸	۰/۶۷	-۱/۲۷
مراکش	۰/۰۲	۰/۰۱	*-۰/۰۸
	۰/۵۲	۰/۴۰	-۳/۲۰
هلند	*۰/۳۴	-۰/۰۱	*۱/۳۰
	۳/۹۱	-۰/۲۷	۲/۷۲
نیجریه	۰/۰۰	*-۰/۱۴	-۰/۰۱
	-۰/۰۱	-۲/۲۷	-۰/۰۹
نروژ	۰/۰۲	-۰/۰۹	*۰/۰۵
	۰/۱۱	-۱/۲۳	۳/۹۰
عمان	*-۰/۲۹	۰/۳۲	-۰/۵۶
	-۳/۸۶	۱/۴۰	-۱/۴۷
قطر	*۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۵۶
	۲/۰۲	۱/۲۴	۰/۳۷
روسیه	-۰/۸۹	۱/۵۶	*۱/۲۳
	-۱/۵۰	۰/۴۵	۳/۱۸
عربستان	*۰/۸۷	۰/۰۱	-۰/۰۳
	۴/۴۱	۰/۰۶	-۰/۱۳
سنگاپور	۰/۲۸	*۰/۳۱	*۰/۴۶
	۱/۲۷	۳/۹۷	۳/۳۸
اسپانیا	*۰/۷۰	۰/۰۲	*۴/۴۷
	۲/۳۱	۰/۴۰	۸/۹۹
سوییس	*۰/۷۴	۰/۰۶	۰/۰۲
	۲/۸۷	۱/۴۴	۱/۵۰
ترکیه	۱/۶۹	۰/۱۹	۰/۰۶
	۱/۴۴	۰/۴۸	۱/۰۱
امارات	۰/۲۵	۰/۰۵	*۱/۲۴

www.SID.ir

Archive of SID

	۱/۲۶	۰/۴۷	۲/۵۹
انگلستان	*۱/۶۲	*۰/۱۳	۰/۰۰
	۷/۲۵	۲/۵۱	-۰/۰۱
آمریکا	۰/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۶
	۱/۴۳	۰/۲۰	۰/۹۱
ونزوئلا	*-۲/۲۷	-۰/۲۲	۲/۶۵
	-۳/۶۶	-۰/۳۲	۰/۷۱

منبع: یافته تحقیق.

همانطور که ضرایب مربوط به اثر کشش نرخ بهره برای کشورهای مختلف نشان می‌دهد، ضرایب مربوط به کشش موثر نرخ بهره برای کشورهای عربستان، ونزوئلا و کویت به ترتیب ۰/۸۷، ۲/۲۷- و ۰/۹۰ می‌باشد. این ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار گردیده‌اند.[1] هرچه سیاستگذاریهای پولی یک کشور مستقل‌تر عمل کند نسبت به تغییرات همزمان نرخ بهره سایر کشورها کشش ناپذیرتر خواهد بود. لازم به ذکر است با توجه به مقادیر آماره t-ratio تمامی ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار نمی‌باشند و مقادیر منفی ضرایب بیانگر رابطه معکوس در تغییرات می‌باشد. به عنوان مثال در خصوص کشور ونزوئلا، یک درصد افزایش در نرخ بهره کشورهای دیگر منجر به کاهش ۲/۲۷ درصدی در نرخ بهره این کشور می‌گردد. برای کشورهای ایران، آمریکا و کانادا کشش نرخ بهره خارجی به ترتیب ۰/۰۳، ۰/۲۵، ۰/۱۲ می‌باشد و به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد، که نشان دهنده آن است که در کوتاه مدت این کشورها توسط تغییرات نرخ بهره خارجی متاثر نمی‌شوند.[2]

۴-۲. بررسی توابع واکنش آنی تعمیم یافته (GIRF) [3]

جهت بررسی ویژگیهای پویایی مدل GVAR و نیز جهت ارزیابی اثرات شوکهای یک متغیر در اقتصاد کشورهای مختلف از توابع واکنش آنی تعمیم یافته استفاده می‌شود. این توابع اولین بار توسط کوپر و پسران (۱۹۹۶) معرفی گردید و سپس توسط پسران و شین[4] (۱۹۹۸) در مدلهای تصحیح خطای برداری توسعه یافت. مزیت استفاده از این توابع آن است که با استفاده از آنها مرتب سازی متغیرها و کشورها در مدلسازی GVAR ضرورتی نخواهد داشت که این امر در مقایسه با سایر توابع مانند[5]OIR به عنوان یک مزیت مهم

[1]. ضرایب معنادار در سطح ۵ درصد به صورت ستاره دار مشخص شده‌اند و اعداد مندرج در ردیف دوم هر کشور بیانگر مقدار آماره t-ratio می‌باشد.

[2]. Dees

[3]. Generalized Impulse Response Functions

[4]. Pesaran & Shin

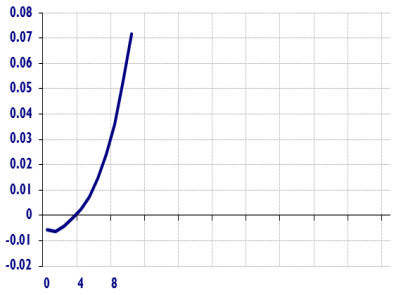
[5]. Orthogonalized Response Functions

www.SID.ir

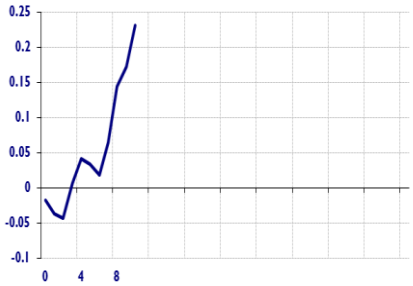
Archive of SID

محسوب می‌شود. همچنین توابع GIRF در خصوص پویایی انتقال شوکها اطلاعات لازم را در اختیار قرار می‌دهند. در ادامه شوک مثبت سیاست پولی آمریکا از طریق یک واحد انحراف معیار به نرخ بهره کشور آمریکا بر روی تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای اصلی صادرکننده نفت جهان (شکل ۱) بررسی می گردد:

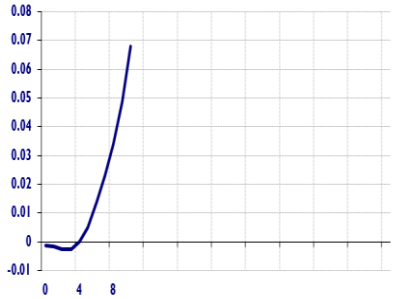
شکل ۱: واکنش GDP واقعی کشورهای اصلی صادرکننده نفت جهان به شوک سیاست پولی آمریکا



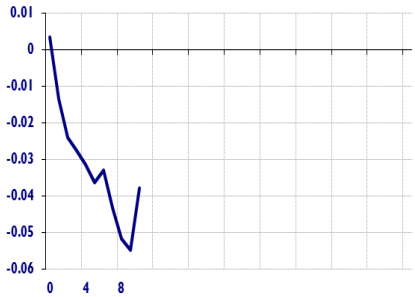
شکل ۱-۱ (ایران)



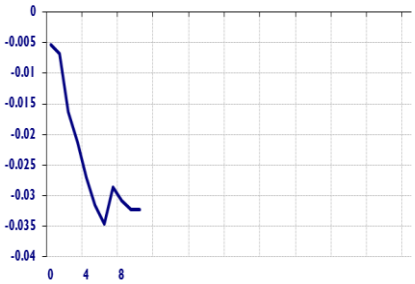
شکل ۱-۲ (عراق)



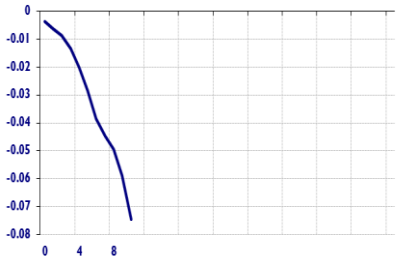
شکل ۱-۳ (امارات)



شکل ۱-۴ (کویت)



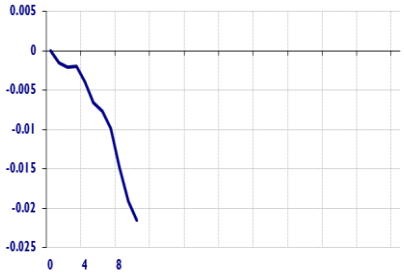
شکل ۱-۵ (عربستان)



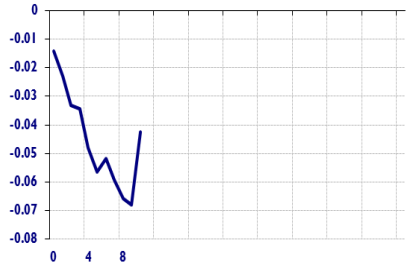
شکل ۱-۶ (آنگولا)

www.SID.ir

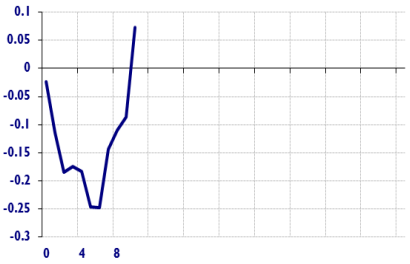
Archive of SID



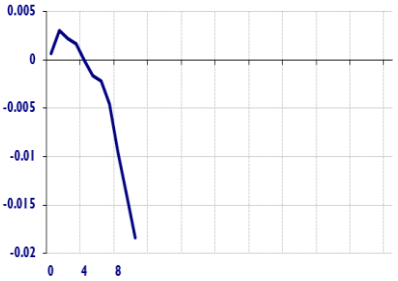
شکل ۱-۷ (نیجریه)



شکل ۱-۸ (ونزوئلا)



شکل ۱-۹ (روسیه)



شکل ۱-۱۰ (کانادا)

منبع: یافته‌های تحقیق

از میان ۲۰ کشور صادرکننده نفت ۱۰ کشور ایران، عراق، امارات، عربستان، کویت، نیجریه، آنگولا، ونزوئلا، کانادا و روسیه به عنوان مهمترین صادرکنندگان نفت جهان انتخاب شده-اند. در این میان کشور عربستان با صادرات روزانه ۷۲۷۳۰۰۰ بشکه در روز و میزان ۳۷۳ میلیون تن در سال ۲۰۱۶ معادل ۱۵/۹ درصد از صادرات کل نفت خام جهان بزرگترین صادرکننده نفت جهان به شمار می‌آید. پس از آن روسیه و عراق به ترتیب ۱۱/۳درصد و ۷/۹ درصد صادرات نفت خام را بر عهده دارند. سهم کشور ایران از صادرات این ماده ۱۱۹ میلیون تن در سال ۲۰۱۶ معادل ۴ درصد کل صادرات نفت خام جهان می‌باشد. این میزان برای کشورهای ونزوئلا، نیجریه و آنگولا به ترتیب ۹۰، ۸۷ و۸۲ میلیون تن در سال ۲۰۱۶ بوده است که نسبت به رقبای خود در سطح پایینتری هستند[1] در دسته اول واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای خاورمیانه و عضو اوپک یعنی ایران، عراق، امارات، کویت و عربستان بررسی می‌شود. همانگونه که مشاهده می‌شود، شکل ۱-۱ واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی ایران به شوک مثبت نرخ بهره آمریکا را نشان می‌دهد.

[1]. www.eia.org

www.SID.ir

Archive of SID

این شوک در کوتاه مدت تاثیر منفی و در بلند مدت تاثیر اثر مثبت بر GDP واقعی ایران دارد. به طوریکه در کوتاه مدت موجب کاهش۰/۰۲ درصدی و در بلند مدت منجر به افزایش ۰/۲ درصد تولید ناخالص داخلی واقعی ایران می‌گردد.

تاثیر این شوک بر GDP واقعی کشور عراق در شکل ۱-۲ نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود شوک مثبت نرخ بهره آمریکا در کوتاه مدت اثر منفی و در بلندمدت تاثیر مثبت بر GDP واقعی عراق دارد. این شوک در کوتاه مدت موجب کاهش ۰/۱ درصدی و در بلند مدت منجر به افزایش۰/۶۲ درصدی تولید ناخالص داخلی واقعی عراق می‌گردد.

در رابطه با واکنش GDP واقعی کشور امارات همانگونه که در شکل ۱-۳ مشاهده می‌شود در کوتاه مدت تاثیر منفی و در بلندمدت تاثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی واقعی امارات دارد. به این ترتیب که در کوتاه مدت منجر به کاهش ۰/۰۱ درصد GDP واقعی و در بلندمدت موجب افزایش۰/۱۸ درصدی آن می‌شود.

در شکل ۱-۴ تاثیر شوک مزبور بر تولید ناخالص داخلی واقعی کویت را نشان می‌دهد که بیانگر آن است که تاثیر این شوک در کوتاه مدت و بلندمدت اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی امارات دارد به صورتیکه در کوتاه مدت منجر به کاهش۰/۰۳ درصدی و در بلند مدت موجب کاهش۰/۳۴ درصدی GDP واقعی این کشور می‌شود.

شکل ۱-۵ نیز واکنش GDP واقعی کشور عربستان بر شوک مثبت سیاست پولی آمریکا را نشان می‌دهد. اثر این شوک هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت منفی می‌باشد، به طوریکه در کوتاه مدت منجر به کاهش ۰/۰۳ درصد و در بلندمدت موجب کاهش ۰/۲۶ درصد تولید ناخالص داخلی واقعی این کشور می‌گردد. همانگونه که در نمودارهای این کشورها مشاهده می‌شود، روند تاثیر کوتاه مدت و بلندمدت شوک سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی واقعی در کشورهای ایران ، عراق و امارات مشابه یکدیگر می‌باشد. همچنین این روند در کشورهای کویت و عربستان مشابه یکدیگرند. اما بیشترین تاثیر مثبت این شوک در بلند مدت بر کشور عراق و بیشترین تاثیر منفی آن بر کشور کویت می باشد. علت تفاوت در نتایج را می توان اینگونه شرح داد که کشورهای این دسته به لحاظ نظامهای اقتصادی و سیاسی متفاوتند و این تفاوت می‌تواند در نحوه تاثیرپذیری از شوک سیاست پولی آمریکا موثر باشد. اما آنچه مسلم است این است که وابستگی کشورهایی مانند کویت و عربستان به کشور آمریکا به لحاظ روابط تجاری و درآمد حاصل از فروش نفت بیش از سایر کشورهای این گروه می‌باشد و لذا میانگین سهم تجارت با

www.SID.ir

Archive of SID

آمریکا از تولید ناخالص داخلی به طور معناداری بیش از سایر کشورهای این دسته می-باشد. به این دلیل افزایش نرخ بهره آمریکا و رشد سفته بازی در بازارهای مالی منجر به خروج پول از بارار کالا شده و کاهش قیمت کالاهای اساسی از جمله نفت می‌گردد. کاهش قیمت نفت نیز کاهش تولید ناخالص داخلی این کشورها را به دنبال خواهد شد.

توابع واکنش آنی تعمیم یافته مربوط به اثر شوک سیاست پولی آمریکا برکشورهای آنگولا و نیجریه یعنی دو کشور آفریقایی که عضو اوپک نیز می‌باشند و در مقایسه با دیگر رقبای خود در سازمان اوپک (به غیر از ونزوئلا) سهم کمتری (به ترتیب ۳/۴ درصد و ۳/۸ درصد) در صادرات نفت خام جهان را به خود اختصاص داده‌اند[1]به ترتیب در شکلهای ۱-۶ و ۱-۷ نشان داده شده است. شکل ۱-۶ نشان می‌دهد تاثیر تولید ناخالص داخلی واقعی آنگولا از شوک مثبت سیاست پولی آمریکا در کوتاه مدت و بلند مدت به صورت منفی و به ترتیب ۰/۰۲ – درصد و ۰/۳۴- درصد می‌باشد. در خصوص کشور نیجریه نیز با توجه به شکل ۱-۷ این تاثیر معادل ۰/۰۰۲- درصد در کوتاه مدت و ۰/۰۹- در بلند مدت می‌باشد.

کشور ونزوئلا با داشتن سهمی معادل ۲/۳ درصد از صادرات کل جهان کمترین سهم از صادرات نفت خام را نسبت به دیگر کشورهای عضو اوپک به خود اختصاص داده است. با توجه به شکل ۱-۸ تاثیر پذیری تولید ناخالص داخلی واقعی این کشور از یک واحد شوک مثبت سیاست پولی آمریکا در کوتاه مدت به صورت کاهشی ومنفی و معادل ۰/۰۷ درصد و در بلند مدت نیز به صورت کاهشی و منفی معادل با ۰/۴۹ درصد می‌باشد.

کشورهای روسیه و کانادا به ترتیب با داشتن سهم ۱۱/۳ درصد و ۵/۸ درصد از کل صادرات نفت خام جهان مقامهای دوم و چهارم بزرگترین صادرات کنندگان این ماده خام در جهان می‌باشند. در بررسی توابع واکنش آنی تعمیم یافته مربوط به کشور روسیه همانگونه که در شکل ۱-۹ مشاهده می‌شود تاثیر شوک سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی واقعی روسیه در کوتاه مدت و بلند مدت منفی می‌باشد به طوریکه در کوتاه مدت موجب کاهش ۰/۳۲ درصدی و در بلند مدت کاهش ۱/۴۴ درصدی تولید ناخالص داخلی واقعی روسیه را به دنبال دارد. با توجه به وجود رابطه معنادار مابین شوک سیاست پول آمریکا و متغیرهای مهم کلان اقتصادی کشور روسیه[2]شوک مثبت سیاست پولی آمریکا با تاثیر بر کاهش قیمت نفت منجر به کاهش درآمد نفتی این کشور شده و با تضعیف ارزش پول

[1]. www.iea.org

[2]. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به Burakov,D. (2017)

www.SID.ir

Archive of SID

ملی منجر به افزایش فشار تورمی بر بازارهای داخلی این کشور می‌گردد. همچنین توابع واکنش آنی تعمیم یافته در مورد تاثیر این شوک بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشور کانادا با توجه به شکل ۱-۱۰ در کوتاه مدت اثر ناچیز مثبت به میزان ۰/۰۱ درصد و در بلند مدت اثر منفی به میزان ۰/۰۴ درصد را دارد. هرچند سهم تجارت کشور کانادا با کشور آمریکا زیاد است اما به دلیل ساختار اقتصاد توسعه‌یافته این کشور تاثیرپذیری تولید ناخالص داخلی آن از شوک سیاست پولی آمریکا بسیار ناچیز می باشد. جدول شماره ۴ خلاصه نتایج اثر شوک مثبت سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشورها را نشان می‌دهد.

جدول ۴: خلاصه نتایج

نام کشور	اثر کوتاه مدت	اثر بلند مدت
ایران	-۰/۰۲	+۰/۲۰
عراق	-۰/۱۰	+۰/۶۲
امارات	-۰/۰۱	+۰/۱۸
کویت	-۰/۰۳	-۰/۳۴
عربستان	-۰/۰۳	-۰/۲۶
آنگولا	-۰/۰۲	-۰/۳۴
نیجریه	-۰/۰۰۲	-۰/۰۹
ونزوئلا	-۰/۰۷	-۰/۴۹
روسیه	-۰/۳۲	-۱/۴۴
کانادا	+۰/۰۱	-۰/۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. جمع بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله ارائه چارچوبی پویا و جهانی جهت بررسی اثر شوک سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی کشورهای اصلی صادرکننده نفت جهان می‌باشد. جهت نیل به این مقصود از رهیافت نوین GVAR در بازه زمانی ۱۹۷۴-۲۰۱۷ استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست امده اثر منفی شوک مثبت سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای کویت، عربستان، آنگولا ، نیجریه، ونزوئلا، روسیه و کانادا نشان‌دهنده آن است که رابطه منفی مابین نرخ بهره آمریکا و تولید ناخالص داخلی واقعی این دسته از کشورهاست. به عبارتی دیگر افزایش نرخ بهره آمریکا (کانال انتقال شوک

www.SID.ir

Archive of SID

سیاست پولی) منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی واقعی این کشورها در بلند مدت می‌شود. دلیل این امررا می‌توان در وابستگی شدید درآمد این کشورها به درآمد حاصل از صادرات نفت خام دانست. به عبارتی دیگر تغییرات سیاست پولی آمریکا از طریق تاثیر بر قیمت نفت، بر تولید ناخالص داخلی واقعی این کشورها تاثیر می‌گذارد. به این ترتیب که افزایش نرخ بهره فدرال رزرو، افزایش ارزش دلار و کاهش قیمت نفت را در پی خواهد داشت و به تبع آن رشد تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای صادرکننده نفت که منبع اصلی درآمد آنها از فروش نفت حاصل می‌گردد کاهش خواهد یافت. در این میان کشور روسیه در بلندمدت بیشترین تاثیر منفی را از این شوک می‌پذیرد. این در حالیست که در سایر کشورهای مورد مطالعه مانند ایران، عراق و امارات رابطه مثبت مابین شوک سیاست پولی انبساطی آمریکا و تولید ناخالص داخلی واقعی آنها در بلندمدت مشاهده می‌شود که اثر آن بر تولید ناخالص داخلی واقعی عراق بیش از دو کشور دیگر است. این نتیجه متفاوت را می‌توان اینگونه توضیح داد که کشورهای صادرکننده نفت دارای ساختار اقتصادی و سیاسی متفاوتی هستند و تفاوت در نظام اقتصادی این کشورها باعث می‌شود که نحوه اثرگذاری سیاستهای پولی آمریکا (تغییر نرخ بهره واقعی) بر تولید ناخالص داخلی این کشورها متفاوت باشد. به عبارتی توسعه یافتگی و یا در حال توسعه بودن کشورها بر روند تاثیرگذاری شوک سیاست پولی آمریکا بسیار موثر است. چنانچه نتایج نشان می‌دهد هرچند سهم تجارت کشور کانادا با کشور آمریکا بسیار زیاد است اما به دلیل ساختار اقتصاد توسعه یافته این کشور تاثیرپذیری آن از شوک سیاست پولی آمریکا بسیار ناچیز می‌باشد. همچنین تحولات اقتصادی و اجرای برنامه‌های تعدیل و سهم درآمد نفتی در درآمد دولت در برخی از این کشورها می‌تواند بر نحوه اثرگذاری موثر باشد. از طرفی دیگر، استقلال بانک مرکزی، درجه باز بودن مالی و ورود سرمایه، سهم تجارت با آمریکا و سیستم ارزی شناور و یا ثابت می‌توانند تفاوت تاثیرپذیری این کشورها را توجیه نمایند. بنابراین نتایج این تحقیق بیانگر آن است که شوک مثبت سیاست پولی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای اصلی صادرکننده نفت هم در کوتاه مدت و هم در بلند-مدت اثرات متفاوت و معناداری دارد.

رویکرد حاضر نگاهی واقع گرایانه و کاربردی به وابستگی متقابل کشورها در سطح جهانی دارد، لذا در این راستا به محققان پیشنهاد می‌گردد در مطالعات صورت گرفته در حوزه بررسی تاثیر شوکهای مختلف بر اقتصاد کشورها، از این رویکرد جهت به دست آوردن

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج پویاتر و جامعتر استفاده شود تا با مقایسه این نتایج با یافته‌های مطالعات پیشین به غنای بیشتر این حوزه و اتخاذ سیاستهای کلان اقتصادی دقیقتر کمک نمایند.

فهرست منابع:

امامی میبدی، علی و شمس الدین، سید محمد (۱۳۸۹)، بررسی تاثیر سیاستهای پولی آمریکا بر قیمتهای واقعی جهانی نفت و درآمد واقعی نفت کشورهای صادرکننده نفت اوپک، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۱۰۹:۸۱-۴۳.

برکچیان، سید مهدی و شریف واقفی، مهرداد (۱۳۹۴)، بررسی واکنش نرخ بهره کوتاه مدت کشورهای مختلف به شوک پولی آمریکا و عوامل توضیح دهنده آن، فصلنامه پژوهشهای پولی- بانکی، ۲۵: ۳۷۸-۳۵۵.

رضوی، سید عبداله.، سلیمی فر، مصطفی.، مصطفوی،سید مهدی و بکی حسکویی،مرتضی (۱۳۹۵)، بررسی تاثیر سیاستهای پولی آمریکا بر قیمت نفت خام های شاخص در کوتاه مدت، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۷۷: ۲۱۰- ۱۸۳.

شاکری، عباس (۱۳۸۴)، مروری تاریخی بر روند شکل گیری نظریه های اقتصاد کلان، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۷(۲۳): ۹۳-۶۹.

فرزین وش، اسداله.، احسانی، محمد علی، جعفری صمیمی، احمد. و غلامی، ذبیح اله (۱۳۹۱)، بررسی آثار نامتقارن سیاستهای پولی بر تولید در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۶۱: ۲۸-۵.

نجفی، ایمان، مقدسی، رضا و زراعت کیش، سید یعقوب (۱۳۹۵)، بررسی عاملهای موثر برقیمتهای صادراتی کشورهای عمده صادرکننده پسته با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری جهانی، مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۳: ۲۱۶-۱۹۳.

Barakchian, M. & Crowe, C. (2013), Monetary Policy Matters: Evidence from New Shocks Data, Journal of Monetary Economics, 60(8): 950- 966.

Burakov, D. (2017), Transmission of United States Monetary Policy Shocks to Oil Exporting Countries: A Vector Error Correction Approach to Mundellian Trilemma, International Journal of Energy Economics and Policy, 7(3): 14-22.

Canova, F. (2005), The Transmission of US Shocks to Latin America, Journal of Applied Econometrics, 20: 229-251.

www.SID.ir

Archive of SID

Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M. & Raissi, M. (2014), The differential effect of oil demand and supply shocks on the global economy, Journal of Energy Economics, 44: 113-134.

Chudik, A. & Pesaran, M. H. (2011), Infinite dimensional VARs and factor models, Journal of Econometrics, 163: 4-22.

Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M. H. & Smith, L.V. (2008), .Long Run macroeconomic Relations in the Global Economy, Economics, 1: 1-56.

Esfahani, H.S., Mohaddes, K. & Pesaran, M. H. (2014), An empirical growth model for major oil exporters, Journal of Applied Econometrics, 29 (1): 1–21.

Feldkircher, M. & Huber, F. (2016), The international transmission of US. Shocks: Evidence from Bayesian GVAR, European Economic Review, 81:167-188.

Smith, L.V. & Galesi, A. (2014), GVAR Toolbox 2.0 user guide, University of Cambridge.

Kazi, I., Hakimzadi, W. & Akbar, F. (2013), The changing international transmission of U.S. monetary policy Shocks, Economic Modeling, 30: 90-116.

Kim, S. (2001), International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VARs, Journal of Monetary Economics, 48:339– 372.

Kim, S. & Yang, D. (2012), International Monetary Transmission in East Asia: Floaters, Non-floaters, and Capital Controls, Japan and the World Economy, Elsevier, 24(4):305-316.

Pesaran, M. H., Schuermann, T. & weiner, S. M. (2004), Modeling Regional Interdependencies using A Global Error Correcting Macro econometric Model, Journal of Business and Economics statistics, 22: 129-162.

www.SID.ir