دانشگاه شهید بهشتی، فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی، دوره ۱۲، شماره ٤، زمستان ۱٤۰۰، ۱۱۰-۷۵، مقاله پژوهشی
Shahid Beheshti University, Quarterly Journal of Economics and Modelling Vol. 12, No. 4, Winter 2022, 75-110, Research Article

بررسی سرریز سیاست پولی بانک مرکزی اروپا بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رهیافت برداری ساختاری

نازنین آزادی[*]، محبوبه جعفری[**]، ابراهیم هادیان[***]

تاریخ دریافت ۱۴۰۰/۱۲/۲۶ تاریخ پذیرش ۱۴۰۱/۰۲/۰۷

چکیده:

با توجه به جهانی شدن و همگرایی روزافزون اقتصادها و بازارها، گسترش ارتباطات بین‌المللی و افزایش حجم تجارت جهانی، بررسی اثرگذاری تغییرات سیاست‌های پولی اقتصادهای بزرگ مانند آمریکا و کشورهای منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی سایر کشورها اهمیت ویژه‌ای دارد. در این راستا هدف این مطالعه بررسی تأثیر سرریز سیاست پولی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران از کانال تجاری در چارچوب یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری است. برای دست‌یابی به این هدف یک شاخص ترکیبی شرایط پولی منطقه یورو در بازه زمانی ۲۰۱۹:۴-۲۰۰۱:۱ با استفاده از تجزیه و تحلیل عاملی استخراج شده است. این شاخص ترکیبی از سیاست پولی متعارف و غیرمتعارف است. نتایج حاصل از برآورد توابع واکنش آنی بیانگر این است که شوک سیاست پولی انقباضی منطقه یورو به ترتیب حداقل برای ۶، ۵ و ۶ دوره منجر به کاهش تولید، صادرات و واردات ایران شده است. به علاوه افزایش تورم و کاهش ارزش پولی ملی نیز از نتایج دیگر شوک سیاست پولی انقباضی منطقه یورو است. این نتایج با تغییر ترتیب متغیرها همچنان برقرار است.

کلیدواژه‌ها: *ایران، سرریز سیاست پولی، متغیرهای کلان اقتصادی، SVAR*
طبقه‌بندی JEL: *E58، F41 ،F42*.

* کارشناس ارشد بخش اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، n.azadi@shirazu.ac.ir
** استادیار بخش اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسنده مسئول)، mh.jafari@shirazu.ac.ir
*** دانشیار بخش اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، ehadian@rose.shirazu.ac.ir

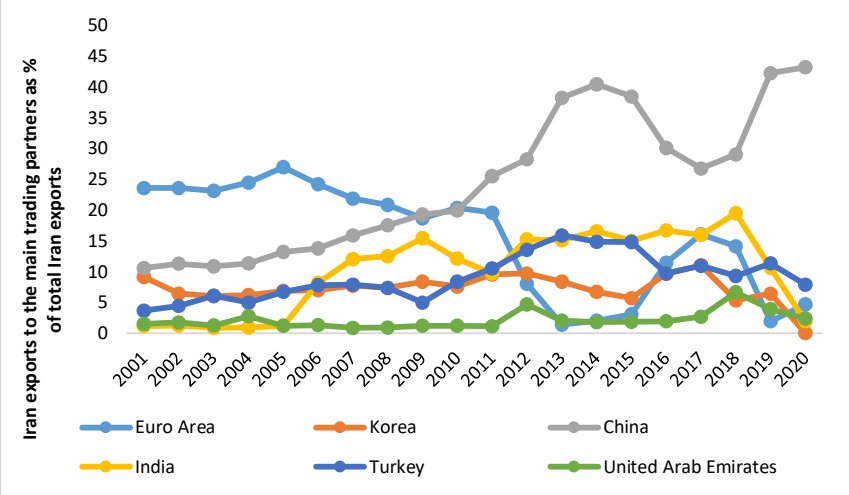
۱. مقدمه

با توجه به نقش تعیین‌کننده کشورهای توسعه‌یافته در اقتصاد جهانی، سیاست‌های پولی که توسط این اقتصادهای بزرگ از جمله آمریکا و منطقه یورو بکار گرفته می‌شود علاوه‌براینکه اقتصاد خود این کشورها را متاثر می‌سازد، بر متغیرهای کلان اقتصادی در سایر کشورها نیز تأثیر بسزایی دارد. در چند دهه اخیر به واسطه جهانی شدن، همگرایی اقتصاد جهانی و سیستم مالی کشورها افزایش یافته و پیرو آن وابستگی اقتصادی کشورها به یکدیگر بیشتر شده است. بازارهای مالی توسعه‌یافته و حجم بالای تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی این کشورها موجب شده که نوسانات اقتصادی و شوک‌هایی که در این اقتصادها رخ می‌دهد، از طریق کانال‌های مختلفی به سایر کشورها سرریز کند. تجربه کشورها در مواجه با بحرآن‌های اقتصادی اخیر حاکی از آن است که متغیرهای کلان اقتصادی بسیاری از کشورها به ویژه اقتصادهای در حال توسعه تحت تأثیر سیاست‌های پولی اقتصادهای بزرگ قرارگرفته‌اند و این اثرات بعد از بحرآن‌های مالی نیز فزونی یافته است. در واقع برای کشورهایی که بین بازارهای مالی آن‌ها تعامل و ادغام وجود دارد این سرریزها مستقیم و از طریق بازارهای مالی اتفاق می‌افتد و سایر کشورها که با بازارهای مالی جهانی تعامل کمتری دارند، از طریق تجارت خارجی تحت تأثیر این شوک‌ها قرار گرفته‌اند (چن و همکاران[1]، ۲۰۱۴؛ نیلی[2]، ۲۰۱۵).

توجه به متغیرهای کلان اقتصادی و عوامل موثر بر آن‌ها همواره برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران برای اتخاذ تصمیم‌های مناسب حائز اهمیت بوده است. در واقع سیاست‌گذاران اقتصادی در فرایند سیاست‌گذاریشان علاوه‌بر فاکتورهای داخلی، سناریوهای بین‌المللی را نیز مورد توجه قرار می‌دهند تا از بروز نوسانات شدید در فاکتورهای کلان اقتصادی کشور جلوگیری نمایند. از نقطه نظر سیاست‌گذاری، نتایج این مطالعه اهمیت فراوانی برای بحث جهانی شدن و ادغام مالی در کشورهای در حال

1. Chen et al.
2. Neely

توسعه از جمله ایران دارد. از طرفی منطقه یورو به عنوان یک اقتصاد بزرگ که به عنوان یکی از شرکای تجاری ایران حجم تجارت قابل توجهی دارد، حائز اهمیت است. بر اساس آمار منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول می‌توان گفت که بیشترین سهم صادرات ایران بعد از چین با سهم ۲۴ درصد در طول دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ متعلق به منطقه یورو با سهم متوسط ۱۶ درصد است. همچنین بیشترین سهم واردات ایران با سهم تقریبا برابر و متوسط ۲۰ درصد در طول همان دوره متعلق به منطقه یورو و چین است. نمودار (۱) سهم صادرات ایران به شش شریک عمده تجاری خود نسبت به کل صادرات را در طول دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ نشان می‌دهد.



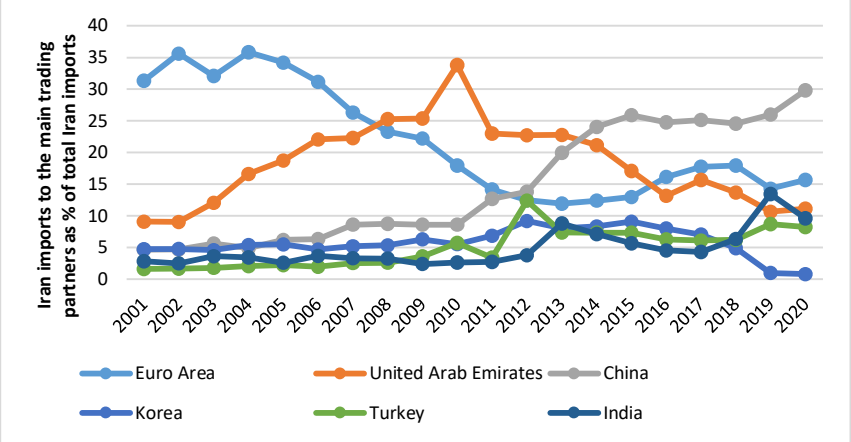
نمودار (۱). سهم صادرات ایران به شرکای عمده تجاری نسبت به کل صادرات

منبع: صندوق بین المللی پول (IMF)

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود منطقه یورو تا سال ۲۰۱۰ بیشترین سهم صادرات ایران به کل صادرات را به خود اختصاص داده است. در سال‌های اخیر به دلیل وضع تحریم‌ها سهم صادرات ایران به منطقه یورو کاهش داشته و چین جایگزین

منطقه یورو شده است. این داده‌ها گویای حجم تجارت بالای ایران با منطقه یورو است و این مسأله اهمیت بررسی سرریز سیاست‌های پولی این منطقه به اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

برای بررسی عمیق‌تر حجم تجارت بین ایران و منطقه یورو و مقایسه با دیگر شرکای عمده تجاری، در نمودار (۲) سهم واردات ایران از شش شریک عمده تجاری خود نسبت به کل واردات در طول دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ نشان داده شده است. اطلاعات مندرج در نمودار (۲) نشان می‌دهد که سهم واردات ایران از منطقه یورو در بین شرکای عمده تجاری تا سال ۲۰۰۸ بیشترین و بعد از آن از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۳ امارات متحده عربی بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است. در سال‌های اخیر نیز سهم واردات ایران از چین به بالاترین میزان خود بین دیگر شرکا رسیده است.



نمودار (۲). سهم واردات ایران از شرکای عمده تجاری نسبت به کل واردات

منبع: صندوق بین المللی پول (IMF)

با توجه به این مسأله ارائه راهکار مناسب در سطح ارتباطات جهانی و داخلی کشورها جهت کاهش و یا جلوگیری از آسیب‌های اقتصادی و عدم تکرار آثار بحرآن‌ها امری

ضروری است. از پژوهش‌های انجام شده این مهم استنباط می‌شود که سیاست‌های پولی متعارف[۱] و نامتعارف[۲] اقتصادهای بزرگی چون آمریکا و منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی و تصمیمات مقامات پولی در سایر کشورها تأثیر زیادی دارد و این تأثیر بعد از بحران مالی دو چندان شده است. عمده مطالعات بر سرریز سیاست پولی اقتصاد آمریکا بر متغیرهای اقتصاد کلان اقتصادهای نوظهور متمرکز شده‌اند و تعداد کمی از مطالعات به بررسی اثرات سرریز سیاست پولی منطقه یورو بر سایر کشورها پرداخته‌اند. تاکنون مطالعه‌ای در رابطه با بررسی تأثیر سیاست پولی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران انجام نشده است.

بنابراین این پژوهش بر آن است که به بررسی سرریز سیاست پولی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران از کانال تجاری در قالب یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری[۳] (SVAR) بپردازد. برای دست‌یابی به این هدف به تبعیت از لومباردی و ژو[۴] (۲۰۱۴) و کوچارچوکوا و همکاران[۵] (۲۰۱۶) شاخص شرایط پولی[۶] (MCI) با استفاده از روش فاکتورهای اصلی[۷] استخراج شده است که این شاخص نماینده سیاست پولی متعارف و نامتعارف در منطقه یورو است. ساختار مقاله به این صورت است که در ادامه در قسمت دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد پس از آن در قسمت سوم به معرفی متغیرها و بیان ساختار الگو پرداخته و در قسمت چهارم نتایج برآوردها ارائه شده است و در نهایت نتیجه‌گیری مطرح شده است.

1. Conventional
2. Unconventional
3. Structural Vector Autoregression
4. Lombardi and Zhu
5. Kucharcuková et al.
6. Monetary Condition Index (MCI)
7. Method of Principal Factors

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. سیاست پولی متعارف و نامتعارف

سیاست پولی به دو دسته سیاست پولی متعارف و نامتعارف تقسیم می‌شود که هریک از این سیاست‌ها ابزارهای متفاوتی دارند. برای سیاست پولی متعارف ابزارهایی مانند نرخ بهره و حجم پول را می‌توان نام برد. با ظهور بحران مالی در سال ۲۰۰۸ بانک‌های مرکزی اقتصادهای بزرگ مانند آمریکا و اروپا در مواجه با بحران برای رسیدن به نرخ تورم پایین و باثبات اقدام به کاهش نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت کردند و آن را تا حد کرانه پایینی صفر[1] (ZLB) پایین آوردند. اما عمق بحران در بسیاری از کشورها گویای این بود که افراد به نگهداری پول نقد روی آورده بودند و درواقع اقتصاد در دام نقدینگی افتاده بود. در چنین حالتی سیاست پولی متعارف کارآمدی خود را از دست داد و دیگر ابزار مناسبی برای مواجه‌شدن با بحران نبود زیرا این اقدامات برای احیای تولید و کاهش بیکاری کافی نبودند (رودبوش[2]، ۲۰۱۸).

درنتیجه‌ی عدم کارآمدی سیاست‌های پولی متعارف، اقتصادهای بزرگ اقدام به استفاده از سیاست‌های پولی نامتعارف کردند. سیاست پولی نامتعارف ابزارهای گوناگونی دارد. گسترش ترازنامه یکی از ابزارهای سیاست پولی نامتعارف است که فدرال رزرو آمریکا با خرید اوراق تجاری، اوراق قرضه شرکتی و اوراق بهادار با پشتوانه دارایی تحت عنوان سیاست تسهیل اعتباری[3]، دارایی‌های خود را افزایش می‌دهد که این به معنای گسترش ترازنامه این نهاد است و پیامد آن افزایش نقدینگی در بازار است (محسنی و همکاران، ۱۳۹۸). سیاست تسهیل مقداری (QE)[4] نیز یکی از رایج‌ترین ابزارهای سیاست پولی نامتعارف است که به منظور افزایش عرضه پول و در واقع برای هدف قرار دادن متغیرهای کمی استفاده می‌شود. از ابزارهای دیگر سیاست پولی نامتعارف می‌توان

1. The Zero Lower Bound (ZLB)
2. Rudebusch
3. Credit Easing
4. Quantitative Easing

خرید دارایی در مقیاس بزرگ[1] (LSAP) توسط بانک‌های مرکزی، برنامه تمدید سررسید[2] و استفاده از برنامه راهنمای آتی[3] درباره وضعیت آتی نرخ بهره کوتاه‌مدت که توسط بانک‌های مرکزی برای متأثر ساختن بازده اوراق بلندمدت و سایر دارایی‌های مالی بکار برده می‌شود را نام برد (رودبوش، ۲۰۱۸). در برنامه تمدید سررسید، بانک مرکزی اقدام به فروش اوراق بهادار دولتی کوتاه‌مدت کرده و از عایدی آن برای خرید اوراق بلندمدت استفاده می‌کند. در این حالت به دلیل یکسان بودن حجم این خرید و فروش‌ها، در اندازه ترازنامه بانک تغییری ایجاد نمی‌شود و فقط از طریق خرید اوراق بلندمدت قیمت این اوراق افزایش‌یافته و نرخ‌های بهره بلندمدت کاهش می‌یابد (جویس و همکاران[4]، ۲۰۱۲). از دیگر سیاست‌های پولی نامتعارف می‌توان به دخالت بانک مرکزی در بازار ارز اشاره کرد که هدف از این مداخله جلوگیری از معکوس شدن جریان ورودی سرمایه و پایین آمدن نرخ ارز و همچنین تقویت بازار پول است.

۲-۲. کانال‌های سرریز سیاست پولی

بر طبق تعریف کمیسیون اروپا در سال ۲۰۱۴ سرریز به معنای انتقال شوک یک اقتصاد به اقتصاد دیگر است که از کانال‌های مختلفی شامل کانال تجاری، کانال مالی[5] و کانال نرخ ارز به سایر کشورها سرریز می‌کند و متغیرهای کلان اقتصادی این کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. سرریزهای تجاری ناشی از دو اثر شامل اثر تقاضا[6] و اثر رقابت‌پذیری[7]

1. Large Scale Asset Purchases
2. Operation Twist
3. Forward Guidance
4. Joyce et al.

۵. به دلیل وجود تحریم‌های گسترده به ویژه در حوزه مالی و بانکی در رابطه با اقتصاد ایران، ممکن است کانال مالی، کانال موثری در سرریز سیاست پولی اقتصادهای بزرگ به اقتصاد ایران نباشد. بنابراین این مطالعه صرفا بر کانال تجاری متمرکز شده و توضیحات تئوریکی مربوط به این کانال مالی ارائه نشده است. برای توضیحات بیشتر در رابطه با نحوه اثرگذاری این کانال به مطالعات امر و همکاران (۲۰۱۶) و کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶) مراجعه شود.

6. Demand Effect
7. Competitiveness Effect

است (کمیسیون اروپا، ۲۰۱۴).

اثر تقاضا (کانال تقاضا داخلی): تسهیل پولی داخلی منجر به افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری در کشور مبدأ می‌شود که این بیانگر افزایش واردات برای کشور مبدأ و افزایش تولید و صادرات برای شرکای تجاری آن است. در واقع کانال تقاضای داخلی اثر افزایش هزینه[1] را برای شرکای تجاری کشور مبدأ به ارمغان می‌آورد (فام و نوین[2]، ۲۰۱۹). هرچه روابط تجاری کشورها بیشتر باشد، میزان سرریزها از این کانال بیشتر خواهد بود. بزرگی اثر تقاضا نیز تحت تأثیر عواملی چون واکنش پولی به شوک تقاضا، میل به واردات و همچنین صادرات شرکای تجاری که نشانگر ساختار اقتصادی و ارزش افزوده است، است (کمیسیون اروپا، ۲۰۱۴).

اثر رقابت‌پذیری: شوک‌هایی که رقابت‌پذیری یک کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهند، با متأثر ساختن جریان صادرات و واردات به تغییر در رابطه مبادله منتهی می‌شود. این شوک‌ها می‌توانند ناشی از تغییرات ساختاری یا واکنش درون‌زای اقتصاد به تغییرات اقتصادی باشند (کمیسیون اروپا، ۲۰۱۴). اثر تقاضا و رقابت‌پذیری می‌توانند یکدیگر را تقویت کنند یا روند متضادی داشته باشند.

کانال نرخ ارز: انتقال شوک پولی یک کشور به سایر کشورها از طریق این کانال تحت الگوی ماندل-فلمینگ (IS-LM-BP) و یا الگوهای پولی تعیین نرخ ارز توضیح داده می‌شود (فام و نوین، ۲۰۱۹). همانگونه که بیان شد تسهیل پولی در یک کشور منجر به کاهش نرخ بهره می‌شود و پیرو آن ارزش پول ملی آن کشورکاهش می‌یابد. در نتیجه‌ی کاهش ارزش پول ملی، تراز تجاری آن کشور بهبود یافته و تولید افزایش می‌یابد. عکس این قضیه نیز برای شرکای تجاری این کشور اتفاق می‌افتد (امر و همکاران[3]، ۲۰۱۶). همچنین ممکن است کاهش ارزش پول ملی کشور مبدأ منجر به

1. Expenditure-increasing Effects
2. Pham and Nguyen
3. Ammer et al.

افزایش ارزش بدهی خارجی شده و تولید را کاهش دهد. این اثرکه اثر ترازنامه[1] نامیده می‌شود، اگر بزرگ‌تر از اثر تغییر هزینه باشد، تأثیر نهایی کاهش ارزش پول ملی به صورت کاهش تقاضا خواهد بود (بلانچارد و همکاران، ۲۰۱۰).

۳-۲. پیشینه پژوهش

در ادامه مهمترین مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور در زمینه اثرات سرریز سیاست پولی اقتصادهای بزرگ بر سایر کشورها در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱). پیشینه پژوهش

محققین	کشور مورد بررسی	روش تحقیق	نتایج
مطالعات خارجی			
کیم[2] (۲۰۰۱)	کشورهای G-7	VAR	سیاست پولی انبساطی آمریکا منجر به رونق در این کشورها شده است.
کانووا[3] (۲۰۰۵)	کشورهای آمریکای لاتین	VAR	شوک پولی انقباضی آمریکا منجر به افزایش نرخ بهره این کشورها شده است.
ماکوویاک[4] (۲۰۰۶)	لهستان، جمهوری چک و مجارستان	SVAR	تغییرات قیمت و تولید در این کشورها مرتبط با شوک‌های خارجی بویژه منطقه یورو بوده است.
جانسون و کلین[5] (۲۰۱۱)	بریتانیا، سوئیس، سوئد، دانمارک و نروژ	SVAR	سیاست پولی منطقه یورو، تورم و تولید این کشورها را متاثر کرده و این اثر بر نرخ ارز ناچیز است.
کیم و یانگ[6] (۲۰۱۲)	کشورهای آسیای شرقی	SVAR	کانال نرخ ارز نقش مهمی در انتقال سیاست پولی به کشورهای با رژیم نرخ ارز شناور دارد.

1. Balance Sheet Effect
2. Kim
3. Canova
4. Mackowiak
5. Jannsen and Klein
6. Kim and Yang

محققین	کشور مورد بررسی	روش تحقیق	نتایج
یانگ و هموری[1] (۲۰۱۳)	اندونزی، سنگاپور و تایلند	مارکوف سوئیچینگ	نرخ بهره آمریکا بر بازار سهام این کشورها در دوران رونق اثر منفی دارد اما در دوران بحران این تأثیر دیده نمی‌شود.
بکس و همکاران[2] (۲۰۱۴)	کشورهای اروپایی	SVAR	شوک پولی انبساطی باعث تحریک وام‌دهی، کاهش نرخ بهره و کاهش ارزش یورو می‌شود و از این طریق بر تورم و اقتصاد اثری مثبت می‌گذارد.
آنایا و همکاران[3] (۲۰۱۵)	۱۹ اقتصاد نوظهور	GVAR	سیاست پولی نامتعارف آمریکا از طریق جریان سرمایه بر اقتصادهای نوظهور سرریز دارد.
برانا و همکاران[4] (۲۰۱۶)	۱۶ اقتصاد نوظهور	PVAR	سیاست پولی منجر به مازاد نقدینگی جهانی و جریان سرمایه به اقتصادهای نوظهور می‌شود و قیمت و تولید آن‌ها را متاثر می‌سازد.
چن و همکاران (۲۰۱۵)[5]	۱۷ اقتصاد نوظهور و توسعه‌یافته	GVECM	تسهیل مقداری بر قیمت جهانی سهام تأثیر دارد و این تأثیر در اقتصادهای نوظهور بیشتر است.
کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶)	جمهوری چک، دانمارک، مجارستان، هلند، سوئد و بریانیا	VAR	نتایج حاکی از واکنش سریع نرخ‌های بهره به سیاست پولی نامتعارف منطقه یورو و واکنش آرام متغیرهای حقیقی اقتصاد است.
هروات و وسلاروا[6] (۲۰۱۶)	اقتصادهای اروپای شرقی و مرکزی	PVAR	سیاست پولی نامتعارف انبساطی بانک مرکزی اروپا منجر به افزایش قیمت و تولید در این کشورها شده است.

1. Yang and Hamori
2. Boeckx et al.
3. Anaya et al.
4. Brana et al.
5. Chen et al.
6. Horvath and Voslarova

محققین	کشور مورد بررسی	روش تحقیق	نتایج
پوتجاگایلو[1] (۲۰۱۷)	۱۴ کشور اروپایی خارج از منطقه یورو	FAVAR	سیاست پولی انبساطی منطقه یورو منجر به افزایش تولید و کاهش نرخ بهره کوتاه‌مدت و نااطمینانی مالی در این کشورها می‌شود.
ددولا و همکاران[2] (۲۰۱۷)	۳۶ اقتصاد نوظهور و توسعه‌یافته	BVAR	سیاست پولی انقباضی آمریکا منجر به کاهش ارزش پول ملی، کاهش سطح تولید و افزایش بیکاری در این کشورها می‌شود و تأثیر این شوک‌ها بر اقتصادهای نوظهور بیشتر از توسعه‌یافته است.
جیوجیر و واروغلو[3] (۲۰۱۹)	ترکیه	SVAR	شوک‌های ناشی از آمریکا و اروپا بر تولیدات صنعتی، قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز موثر و نرخ بهره ترکیه اثرات متفاوتی دارند.
کلاسا و وسولوفسکی[4] (۲۰۲۰)	هلند	DSGE	اثر تسهیل مقداری خارجی به افزایش تقاضای داخلی و کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود.
تومالا و همکاران[5] (۲۰۲۱)	نیجریه و آفریقای جنوبی	GVAR	سیاست پولی انقباضی در آمریکا و منطقه یورو منجر به تعدیل قیمت‌ها در نیجریه و افزایش قیمت‌ها در آفریقای جنوبی می‌شود.
مطالعات داخلی			
برکچیان و واقفی(۱۳۹۴)	منطقه یورو و ۸ کشور دیگر		تأثیر سیاست پولی آمریکا بر کشورهایی که نرخ ارز شناورتری دارند، بیشتر است.
حاجبی و همکاران (۱۳۹۸)	۱۰ کشور صادرکننده نفت	GVAR	شوک سیاست پولی متعارف آمریکا بر تولید ناخالص داخلی کشورها در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبت دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش

از پژوهش‌های انجام شده این مهم استنباط می‌شود که سیاست‌های پولی متعارف و

1. Potjagailo
2. Dedola et al.
3. Civcir and Varoglu
4. Kolasa and Wesolowski
5. Tumala et al.

نامتعارف اقتصادهای بزرگی چون آمریکا و منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی و تصمیمات مقامات پولی در سایر کشورها تأثیر زیادی دارد و این تأثیر بعد از بحران مالی دو چندان شده است. عمده مطالعات بر سرریز سیاست پولی اقتصاد آمریکا بر متغیرهای اقتصاد کلان اقتصادهای نوظهور متمرکز شده‌اند و تعداد کمی از مطالعات به بررسی اثرات سرریز سیاست پولی منطقه یورو بر سایر کشورها پرداخته‌اند. برای مورد مطالعه ایران نیز مطالعات محدودی به بررسی تاثیر سیاست پولی آمریکا بر متغیرهای اقتصادی ایران پرداختند و مطالعه‌ای در رابطه با بررسی تأثیر سیاست پولی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور ایران انجام نشده است و لذا اهمیت این پژوهش از این جهت است که به بررسی این موضوع می‌پردازد.

۳. داده‌ها و ساختار الگو

۳-۱. معرفی متغیرها

به منظور بررسی تأثیر سیاست پولی منطقه یورو بر متغیرهای تولید، تورم، تجارت و نرخ ارز ایران به تبعیت از ماهان و پیرسمن[1] (۲۰۰۱) و کوچارچوکووا و همکاران (۲۰۱۶) از دو بلوک داده استفاده می‌کنیم. بلوک منطقه یورو شامل تولید ناخالص داخلی (EAGDP)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (EAHICP)، شاخص شرایط پولی (MCI) و بلوک ایران شامل تولید ناخالص داخلی (IRGDP)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (IRCPI)، صادرات (EX)، واردات (IM) واقعی کالاها و خدمات و نرخ ارز یورویی (EXC) است. لازم به ذکر است متغیرها به صورت لگاریتمی بکار گرفته شده‌اند. داده‌ها از پایگاه‌های داده‌های بانک مرکزی اروپا (ECB)، فدرال رزرو (FRED)، صندوق بین‌المللی پول (MFI)، بانک مرکزی ایران (CBI) و مرکز آمار ایران به صورت تعدیل نشده گردآوری شده‌اند و با روش Census-x13 در نرم‌افزار ایویوز تعدیل فصلی شده‌اند.

1. Mojon and Peersman

قابل ذکر است که داده‌ها به گونه‌ای انتخاب شده‌اند که همگی بر مبنای ثابت سال ۲۰۱۰ هستند. در ادامه متغیرهای مورد استفاده برای ساخت شاخص شرایط پولی (MCI) برای منطقه یورو توضیح داده می‌شود.

در این پژوهش به دنبال ساخت یک شاخص ترکیبی هستیم که نماینده سیاست پولی متعارف و نامتعارف باشد. زیرا که زمانی که بانک‌های مرکزی نرخ بهره را در حد پایینی صفر قرار می‌دهند، نرخ بهره رسمی را نمی‌توان به عنوان شاخص مناسبی برای تعیین شرایط سیاست پولی مورد استفاده قرار داد. بدین منظور پیرو کوچارچاکوا و همکاران (۲۰۱۶) شاخص شرایط پولی (MCI) را ارائه می‌کنیم. این شاخص یک نرخ سایه‌ای است که چکیده‌ای از جنبه‌های مختلف سیاست پولی را در اختیار ما قرار می‌دهد.

انتخاب متغیرهای مناسب برای ساخت این شاخص بر این مبناست که این متغیرها به خوبی نشانگر فعالیت‌های سیاستی بانک مرکزی اروپا باشند. متغیرهای مورد استفاده در بلوک‌های پنج‌گانه شامل بلوک نرخ بهره، بلوک کلیات پولی، بلوک دارایی‌های منتخب از ترازنامه منطقه یورو، بلوک بدهی‌های منتخب از منطقه یورو و بلوک نرخ ارز تقسیم‌بندی می‌شوند. برای بلوک نرخ بهره، متغیرهایی شامل نرخ اصلی تامین مالی مجدد[1] (ref)، یوریبور ۳ ماهه[2] (R3)، یوریبور ۱۲ماهه[3] (R1)، بازده اوراق قرضه دولتی ۱۰ ساله[4] (bond) و لایبور ۳ ماهه[5] (libor) در نظر گرفته شده است. همچنین متغیرهای این بلوک حاوی اطلاعاتی از برنامه هدایت رو به جلو هستند که این برنامه به عنوان اطلاع رسانی بانک مرکزی در مورد سیاست‌های آتی این نهاد تعریف می‌شود.

بلوک کلیات پولی شامل M3, M2, M1 است که شاخص‌های سنتی برای سیاست پولی محسوب می‌شوند و همواره توسط بسیاری از بانک‌های مرکزی برای سیاست‌گذاری مورد

1. Main Refinancing Operation Rate
2. 3-month Euribor
3. 12-month Euribor
4. Year Yields on Synthetic Sovereign Bonds of Euro Area Countries
5. 3-month LIBOR

استفاده قرار می‌گیرند. سه متغیر شامل دارایی کل[1] (asset)، اوراقی که برای نیل به اهداف سیاست پولی نگهداری می‌شوند[2] (sec) و عملیات سرمایه‌گذاری مجدد بلندمدت[3] (opr) برای بلوک دارایی‌های منتخب از ترازنامه منطقه یورو در نظر گرفته شده است. بلوک بدهی‌های منتخب از منطقه یورو نیز شامل دو متغیر پول در گردش[4] (cur) و بدهی بانک مرکزی اروپا به موسسات اعتباری منطقه یورو مرتبط با عملیات پولی[5] (lia) است.

بلوک‌های سه و چهار اطلاعاتی در مورد سیاست‌های نامتعارف بانک مرکزی اروپا می‌دهند که از جمله این سیاست‌ها می‌توان به خرید دارایی در مقیاس بزرگ و تمدید سررسید اشاره کرد. در حالی که نرخ سیاستی را می‌توان ارزش ذخایر قانونی نزد بانک مرکزی دانست، این نرخ اطلاعاتی از برنامه‌های وام‌دهی، میزان تغییرات و تمدید سررسید حاصل از خرید یا فروش دارایی در مقیاس بزرگ توسط بانک مرکزی را به ویژه در کرانه پایینی صفر بازتاب نمی‌دهد. در واقع ترازنامه بانک مرکزی حاوی اطلاعات کمی از تمامی عملیات پولی است. در نهایت نرخ ارز اسمی دلار در برابر یورو (excr) برای بلوک نرخ ارز در نظر گرفته شده است. داده‌ها با تواتر فصلی برای متغیرهای بانک مرکزی اروپا در بازه زمانی ۲۰۰۱ (۱۳۷۹) تا ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) گردآوری شده‌اند. متغیرها نیز به گونه‌ای انتخاب شده‌اند که به خوبی نشانگر سیاست‌های بانک مرکزی اروپا باشند. داده‌ها را به گونه‌ای ترکیب می‌کنیم که شاخص ما نشانگر سیاست پولی انقباضی منطقه یورو باشد.

۳-۳. ساختار الگو

الگوی مورد استفاده در این پژوهش برگرفته از کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶) و جیوجیر و واروغلو (۲۰۱۹) است. این الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) شامل m

1. Total Assets
2. Securities Held for Monetary Policy Purposes
3. Long-term Refinancing Operations
4. Currency in Circulation
5. Liabilities of ECB to Euro Area MFIs Related to Monetary Operations

متغیر در بردار y است و ε برداری از اختلالات ساختاری است که به صورت معادله (۱) است:

$$A(L)y(t) = \varepsilon(t). \quad (۱)$$

این الگو شامل دو کشور است، بردار y شامل m_1 متغیر برون‌زا و m_2 متغیر درون‌زا از اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد کوچک است. بنابراین الگو به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$A(L)=\begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix},\quad y(t)=\begin{bmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \end{bmatrix},\ \varepsilon(t)=\begin{bmatrix} \varepsilon_1(t) \\ \varepsilon_2(t) \end{bmatrix}, \quad (۲)$$

در معادله (۲) اندیس ۱ برای منطقه یورو و اندیس ۲ برای ایران استفاده می‌شود. پیرو کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶)، انوار و نوین[1] (۲۰۱۸)، جیوجیر و واروغلو (۲۰۱۹) و مک‌دونالد و پاپیل[2] (۲۰۲۰) فرض می‌شود متغیرهای اقتصاد داخلی (اقتصاد ایران) به عنوان یک اقتصاد کوچک علت گرنجری متغیرهای اقتصاد خارجی نیستند یعنی اقتصاد ایران گیرنده شوک‌های پولی از منطقه یورو است اما شوک‌های ناشی از اقتصاد ایران متغیرهای کلان اقتصادی منطقه یورو را متاثر نمی‌سازد. بدین ترتیب در معادله (۲) $A_{21}(L)$ در ماتریس $A(L)$ برابر صفر است.

در این مطالعه برای تعیین ترتیب متغیرها در الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری پیرو برناکه و بلیندر[3] (۱۹۹۲) از روش چولسکی استفاده شده است. آن‌ها بیان کردند که تولید و شاخص قیمت مصرف‌کننده با یک وقفه نسبت به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهند در حالی‌که شوک‌های ناشی از تغییرات تولید و تورم بر شرایط سیاست پولی تأثیر آنی دارد. بنابراین ترتیب متغیرهای اقتصاد منطقه یورو شامل لگاریتم تولید، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده و لگاریتم شاخص شرایط پولی است. همانند ماهان و پیرسمن (۲۰۰۱) و کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶) متغیرهای اقتصاد داخلی به ترتیب عبارتند از لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، لگاریتم

1. Anwar and Nguyen
2. MacDonald and Popiel
3. Bernanke and Blinder

صادرات واقعی، لگاریتم واردات واقعی و لگاریتم نرخ ارز یورویی. در این پژوهش پیرو وسپینگنانی[1] (۲۰۱۵)، کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶) و جیوجیر و واروغلو (۲۰۱۹) فرض بر این است که شوک تقاضای کل، تمامی متغیرهای داخلی از جمله سطح قیمت مصرف‌کننده، خالص صادرات و نرخ ارز را تحت تأثیر قرار می دهد. همچنین به تبعیت از کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶) و مک‌دونالد و پاپیل (۲۰۲۰) فرض کردیم که تمام متغیرهای داخلی و خارجی تأثیر آنی بر نرخ ارز دارد. بردار y(t) عبارت است از:

$$y(t) = [LEAGDP, LEAHICP, LMCI, LIRGDP, LIRCPI, LEX, LIM, LEXC]', \quad (۳)$$

فرم حل شده الگوی SVAR از طریق تجزیه فرم حل شده خطاها (u_t) به صورت $u_t = A_0^{-1}\,\varepsilon_t$ به دست می‌آید.

در این پژوهش بر روش شناسایی تئوری‌محور مشخصا روی قیدهای صفر متمرکز می‌شویم. برای ارائه نتایج نیز از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. با توجه به اینکه می‌خواهیم محدودیت‌های کوتاه‌مدت بر الگو اعمال کنیم، روابط ماتریسی زیر برقرار است:

$$A \times \varepsilon = B \times u$$
$$\varepsilon = S \times u = A^{-1}\,B,$$

در این صورت خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & 1 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & 1 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & 1 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & NA & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_t LEAGDP \\ \varepsilon_t LEAHICP \\ \varepsilon_t LMCI \\ \varepsilon_t LIRGDP \\ \varepsilon_t LIRCPI \\ \varepsilon_t LEX \\ \varepsilon_t LIM \\ \varepsilon_t LEXC \end{bmatrix} =$$

1. Vespignani

$$\begin{bmatrix} NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & NA & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & NA \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} u_{\text{شوک } LEAGDP} \\ u_{\text{شوک } LEAHICP} \\ u_{\text{شوک } LMCI} \\ u_{\text{شوک } LIRGDP} \\ u_{\text{شوک } LIRCPI} \\ u_{\text{شوک } LEX} \\ u_{\text{شوک } LIM} \\ u_{\text{شوک } LEXC} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t LEAGDP \\ \varepsilon_t LEAHCPI \\ \varepsilon_t LMCI \\ \varepsilon_t LIRGDP \\ \varepsilon_t LIRCPI \\ \varepsilon_t LEX \\ \varepsilon_t LIM \\ \varepsilon_t LEXC \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & NA & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & NA & NA \end{bmatrix} \times$$

$$\begin{bmatrix} u_{\text{شوک } LEAGDP} \\ u_{\text{شوک } LEAHICP} \\ u_{\text{شوک } LMCI} \\ u_{\text{شوک } LIRGDP} \\ u_{\text{شوک } LIRCPI} \\ u_{\text{شوک } LEX} \\ u_{\text{شوک } LIM} \\ u_{\text{شوک } LEXC} \end{bmatrix}.$$

برای بررسی واکنش متغیرها به شوک پولی منطقه یورو در کوتاه‌مدت، ماتریس S پایین مثلثی در نظر گرفته شده است. در این صورت این ماتریس به جای $2K^2$ عنصر ماتریس‌های A و B، $K^2 = 64$ عنصر دارد که از رابطه $S = A^{-1}B$ به دست آمده است. بنابراین به تعداد $\frac{K(K+1)}{2} = 36$ قید شناسایی احتیاج است تا الگو دقیقا مشخص باشد.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آزمون ایستایی

به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ که توسط لی و استرازیچیچ[1] (۲۰۰۳) ارائه شده است، استفاده شده است. در این آزمون فرضیه جایگزین ایستایی روند است و امکان وجود شکست ساختاری در فروض صفر و جایگزین آمده است که در این حالت پارامتر شکست، توزیع متغیر را متاثر نمی‌سازد. مزیت این آزمون نسبت به سایر آزمون‌های ریشه واحد این است که امکان بررسی یک و یا بیش از یک شکست درون‌زا را فراهم می‌کند و از طرفی نیز با روندزدایی در داده‌ها توان بیشتری در تعیین ایستایی متغیرها دارد. از آنجایی که ممکن است به دلیل بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ و تحریم‌های ایران در داده‌ها شکست وجود داشته باشد، نتایج به دست آمده از آزمون ایستایی لی-استرازیچیچ (۲۰۰۳) از نتایج سایر آزمون‌های ایستایی قابل استنادتر هستند.

نتایج آزمون لی و استرازیچیچ (۲۰۰۳) در جدول (۲) گزارش شده است. لازم به توضیح است که برای تمامی متغیرها به‌غیر از LIM وجود دو شکست ساختاری تأیید می‌شود. بر اساس ارقام مندرج در این جدول، ایستایی متغیرهای LEAHICP، LEAGDP، LMCI و LIRGD در سطح معناداری ۵ درصد و متغیرهای LEX و LEXC در سطح معناداری ۱۰ درصد تأیید می‌شود. همچنین وجود یک شکست برای متغیر LIM تأیید می‌شود که با توجه به نتایج آن ایستایی متغیر LIM نیز در سطح ۱۰ درصد تأیید می‌شود[2].

1. Lee and Strazicich

۲. جهت بررسی ایستایی متغیرها، آزمون ایستایی کویاتکوفسکی- فیلیپس- اشمیت- شین (KPSS) نیز انجام شده است بر اساس نتایج این آزمون، ایستایی تمام متغیرها در سطح معناداری ۱ درصد تایید می‌شود. بدلیل کمبود فضا، نتایج این آزمون گزارش نشده و نزد نویسندگان موجود است.

جدول (۲). آزمون ریشه واحد LM

آزمون ریشه واحد LM با حداقل دو شکست				
متغیرها	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقدار بحرانی در سطح۱ ٪۵	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪
LEAGDP	-۶/۱۸	۲۰۱۶:۲ و ۲۰۱۳:۱	-۵/۷۱	-۵/۲۳
LEAHCIP	-۵/۷۰	۲۰۱۵:۱ و ۲۰۱۱:۲	-۵/۶۵	-۵/۳۲
LMCI	-۵/۸۲	۲۰۱۵:۴ و ۲۰۰۸:۳	-۵/۶۵	-۵/۳۲
LIRGDP	-۶/۰۴	۲۰۱۵:۴ و ۲۰۱۱:۱	-۵/۶۵	-۵/۳۲
LIRCPI	-۶/۶۱	۲۰۱۶:۳ و ۲۰۱۰:۳	-۵/۶۵	-۵/۳۲
LEX	-۵/۵۵	۲۰۱۵:۳ و ۲۰۰۸:۲	-۵/۷۱	-۵/۳۳
LEXC	-۵/۵۰۲۸	۲۰۱۵:۳ و ۲۰۱۱:۳	-۵/۶۵	-۵/۳۲
آزمون ریشه واحد LM با حداقل یک شکست				
LIM	-۴/۴۴	۲۰۰۵:۴	-۴/۴۷	-۴/۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۴. تعیین طول وقفه بهینه

پس از حصول اطمینان از ایستایی متغیرها می‌توان الگو را برآورد کرد. قبل از آن لازم است که وقفه بهینه تعیین شود. نتایج تعیین وقفه بهینه با توجه به معیار شوارتز[۲] (SC) و حنان-کویین[۳] (HQ) وقفه یک به عنوان وقفه بهینه انتخاب شده است[۴].

همچنین با توجه به اینکه همه ریشه‌های رگرسیون درون دایره واحد قرار دارند، ایستایی رگرسیون نیز تأیید می‌شود. در مرحله بعد برای تخمین الگوی SVAR و بررسی تأثیر کوتاه‌مدت سیاست پولی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران فاکتورهای ساختاری[۵] را تخمین می‌زنیم.

---

۱. مقادیر بحرانی در نقاط شکست متفاوت از مقاله استرازیچیچ و همکاران (۲۰۰۴) به دست آمده است.

2. Schwarz Information Criterion

3. Hannan-Quinn Information Criterion

۴. بدلیل کمبود فضا، نتایج این آزمون گزارش نشده و نزد نویسندگان موجود است.

5. Structural Factorization

۳-۴. شاخص شرایط پولی (MCI)

ایده ساخت شاخصی که نماینده سیاست پولی باشد به ایوری[1] (۱۹۷۹) برمی‌گردد. وی سیاست پولی را به عنوان یک متغیر مشاهده نشده تک بعدی معرفی کرد و با استخراج یک فاکتور از متغیرهای پولی و حقیقی، یک شاخص سیاست پولی ارائه نمود. مطالعات رویدادی برای اندازه‌گیری تأثیر سیاست‌های نامتعارف بر واکنش بازارهای مالی در افق کوتاه‌مدت متمرکز شده‌اند. این نوع نگاه برای واکنش اقتصاد واقعی چندان مناسب نیست. بارنت[2] (۱۹۸۰) شاخص تقسیم‌بندی پولی را ارائه کرد که در این شاخص براساس خدمات مالی که دارایی‌ها ارائه می‌کردند، برای آن‌ها وزن‌های متفاوتی در نظر گرفته شده بود. فدرال رزرو نیز شاخصی به نام شاخص خدمات پولی[3] را بر مبنای کلیات پولی ارائه نمود. البته امروزه این شاخص‌ها به علت درون‌زایی رابطه کلیات پولی و درآمد برای تعیین شرایط پولی مورد استفاده قرار نمی‌گیرند. همچنین تعیین نرخ بهره توسط بانک مرکزی نیز به عنوان شاخص عملیات سیاست پولی مورد استفاده بوده است.

چن و همکاران (۲۰۱۲) از رفتار اسپرد اوراق قرضه دولتی و خصوصی، معیاری از اقدامات سیاستی اجرا شده توسط فدرال رزرو را استنتاج کردند. دسته دیگری از مطالعات مانند مینینگ و زو[4] (۲۰۱۲) بر ترازنامه فدرال رزرو متمرکز شده‌اند. اما از آنجایی که انتقال سیاست پولی به سیستم مالی شکسته شده است، بعید است که این اقدام منعکس‌کننده میزان تسهیل پولی باشد. در این مطالعه برای ساخت شاخص شرایط پولی از روش تحلیل فاکتورهای اصلی استفاده شده است. در این روش تعیین تعداد فاکتورهای مورد نیاز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. رایج‌ترین روش برای تعیین تعداد فاکتورهای بهینه استفاده از قانون کایزر (۱۹۶۰) است. طبق این قانون تعداد فاکتورهای مورد نیاز برابر با تعداد اجزایی است که مقدار ویژه آن‌ها بیشتر از یک است.

1. Avery
2. Barnett
3. Monetary Service Index
4. Meaning and Zhu

در واقع مقدار ویژه شاخصی است که تعیین می‌کند داده‌ها با چه کیفیتی توسط هر جزء ارائه می‌شوند. اگر این مقدار ویژه برابر با ۱ باشد به این معناست که این فاکتور اطلاعاتی به اندازه خود متغیر در بر گرفته است (نانلی و برنستین[1]، ۱۹۹۴)

حال برای این که بتوان متد تحلیل اجزا اصلی را پیاده‌سازی کرد، ابتدا داده‌ها را نرمال می‌کنیم. بدین متظور از روش زد-اسکور[2] برای نرمال سازی داده‌ها استفاده می‌کنیم. نتیجه حاصل از مقادیر ویژه کایزر[3] چهار فاکتور است بدین ترتیب در جدول (۳) میزان همبستگی هریک از اجزا اصلی نشان داده شده است. بر اساس ارقام مندرج در این جدول، مقادیر ویژه چهار جزء نخست بیشتر از ۱ است در نتیجه بر طبق قانون کایزر به چهار فاکتور برای توضیح داده‌ها احتیاج است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که فاکتورهای به‌دست آمده می‌توانند تقریبا ۸۲٪ از پراکندگی (واریانس) داده‌ها را توضیح دهند. فاکتور اول تقریبا ۳۹٪ پراکندگی داده‌ها را توضیح می‌دهد. ۲۲٪ از پراکندگی داده‌ها توسط فاکتور دوم توضیح داده می‌شود همچنین فاکتور سوم قادر به توضیح تقریبا ۱۲٪ از پراکندگی داده‌ها بوده و فاکتور چهارم نیز تقریبا ۸٪ از پراکندگی داده‌ها را نشان می‌دهد.

جدول (۳). اجزاء اصلی و همبستگی

مقدار تجمعی	مقدار	تفاضل	مقدار ویژه	اجراء
۰/۳۹	۰/۳۹	۲/۳۷۴۵۷	۵/۴۶۶۶	جزء ۱
۰/۶۱	۰/۲۲	۱/۳۶۱۷۳	۳/۰۹۲۰۲	جزء ۲
۰/۷۳	۰/۱۲	۰/۵۷۰۲۹۶	۱/۷۳۰۲۹	جزء ۳
/۸۱	۰/۰۸	۰/۱۷۶۱۲	۱/۱۶	جزء ۴
۰/۸۸	۰/۰۷	۰/۴۵۲۴۶۷	۰/۹۸۳۸۷۶	جزء ۵
۰/۹۲	۰/۰۳	۰/۰۶۱۵۶۲۲	۰/۵۳۱۴۰۹	جزء ۶
۰/۹۶	۰/۰۳	۰/۱۷۷۷۱	۰/۴۶۹۸۴۷	جزء ۷

1. Nunnally and Brenstein
2. Z-score
3. Kaiser Eigenvalue

۰/۹۸	۰/۰۲	۰/۱۴۱۸۳۲	۰/۲۹۲۱۳۷	جزء ۸
۰/۹۹	۰/۰۱	۰/۰۹۴۴۴۳۹	۰/۱۵۰۳۰۵	جزء ۹
۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۱۲۳۲۰۳	۰/۰۵۵۸۶۱	جزء ۱۰
۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۲۳۷۸۱۷	۰/۰۴۳۵۴۰۷	جزء ۱۱
۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۱۵۴۲۷۱	۰/۰۱۹۷۵۹	جزء ۱۲
۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۴۳۰۳۴۶	۰/۰۰۴۳۳۱۹۴	جزء ۱۳
۱/۰۰	۰/۰۰	_	۰/۰۰۰۰۲۸۴۷۲۱	جزء ۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۴) میزان وزن هریک از متغیرها در ساخت هر فاکتور نشان داده شده است. طبق داده‌های این جدول می‌توان فاکتور اول را نماینده بلوک نرخ بهره معرفی کرد. زیرا وزن متغیرهای این بلوک در ساخت فاکتور اول بیش از متغیرهای سایر بلوک‌هاست و این فاکتور را می‌توان نشانگر سیاست پولی متعارف دانست. به همین ترتیب فاکتور دوم نمایده بلوک کلیات پولی بوده و فاکتور سوم نماینده دارایی‌ها و بدهی‌های بانک مرکزی اروپا (ترازنامه) و نشانگر سیاست پولی نامتعارف این بانک است. فاکتور چهارم نیز نماینده بلوک نرخ ارز است.

جدول (۴). وزن متغیرها در فاکتورها

فاکتور ۴	فاکتور۳	فاکتور ۲	فاکتور ۱	متغیر
۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲۰	۰/۹۶	R3
۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۱۶	۰/۹۷	R1
-۰/۴۰	۰/۶۳	-۰/۴۰	۰/۰۵	ref
۰/۰۲	-۰/۰۱	۰/۲۰	۰/۹۶	libor
۰/۰۹	۰/۱۸	-۰/۲۹	۰/۸۹	bond
-۰/۱۵	-۰/۲۱	۰/۳۱	-۰/۸۲	M1
-۰/۲۵	-۰/۲۵	۰/۸۷	-۰/۰۲	M2
-۰/۱۱	-۰/۲۵	۰/۹۱	۰/۲۰	M3
-۰/۲۱	۰/۱۱	۰/۶۰	۰/۶۰	asset
۰/۳۵	۰/۱۳	۰/۴۰	-۰/۶۸	sec
۰/۱۶	۰/۷۵	۰/۴۱	-۰/۰۴	opr

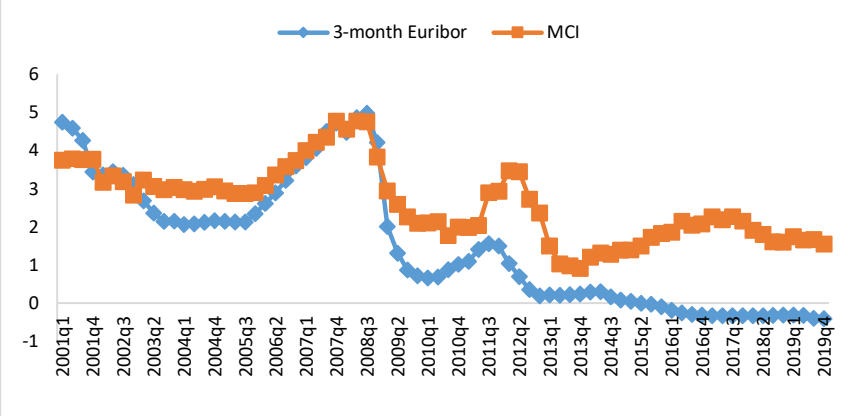
cur	۰/۰۹	-۰/۱۰	۰/۰۶	-۰/۳۵
lia	-۰/۳۶	۰/۵۵	۰/۶۲	۰/۲۸
excr	۰/۴۱	-۰/۰۶	-۰/۳۴	۰/۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه پیرو کوچارچوکوا و همکاران (۲۰۱۶) مقدار هریک از فاکتورها را در وزن نرمال‌شده[1] آن‌ها ضرب کرده و سپس برای ساخت شاخص از رابطه زیر استفاده می‌کنیم.

$$MCI = (x_i + \mu_{r3})\sigma_{r3}, \qquad (۴)$$

در اینجا x_i مقدار وزن هر فاکتوراست و μ_{r3} و σ_{r3} به ترتیب میانگین و انحراف معیار نرخ سیاستی بانک مرکزی اروپا (یوریبور سه ماهه) هستند. در نمودار (۳) شاخص شرایط پولی و یوریبور سه ماهه به منظور مقایسه با یکدیگر در طول زمان رسم شده‌اند[2].



نمودار (۳). مقایسه شاخص شرایط پولی و یوریبور سه‌ماهه

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. از آنجایی که این فاکتورها قادر به توضیح ۸۱/۷۸ درصد از پراکندگی داده‌ها هستند، این مقدار را به ۱ نرمال می‌کنیم. در این صورت وزن فاکتورها به ترتیب ۰/۴۸، ۰/۲۷ ، ۰/۱۵ و ۰/۱۰ خواهد بود.

۲. دلیل اصلی مقایسه شاخص ترکیبی سیاست پولی با شاخص یوریبور سه ماهه این است که قبل از بحران جهانی ابزار اصلی سیاست پولی اکثر بانک‌های مرکزی در دنیا نرخ بهره‌های کوتاه مدت بوده است و هدف مقایسه و مشخص شدن تفاوت بین شاخص ترکیبی با شاخص یوریور سه ماهه بعد از بحران جهانی است.

مشاهده می‌شود که تا قبل از شروع بحران مالی سال ۲۰۰۷ شاخص شرایط پولی بسیار نزدیک به نرخ یوریبور سه ماهه است که علت این امر می‌تواند این باشد که قبل از بحران مالی هیچ اقدامی مبنی بر اینکه اندازه یا ترکیب ترازنامه را دستخوش تغییر کند صورت نگرفت و انتقال پولی که پویایی کلیات پولی را متاثر می‌ساخت، به خوبی در حال اجرا بود. با توجه نمودار (۳) در سال ۲۰۰۲ شکافی بین شاخص شرایط پولی و نرخ یوریبور سه ماهه مشاهده می‌شود که می‌توان آن را مرتبط با افزایش رشد کلیات پولی دانست که در پی تغییر پول منطقه یورو در ژانویه ۲۰۰۲ رخ داد.[1] همچنین این شکاف از سال ۲۰۰۹ به بعد نیز مشاهده می‌شود و به نظر می‌رسد علت این امر این باشد که از این تاریخ، پراکندگی شاخص شرایط پولی عمدتا توسط فاکتور دوم توضیح داده می‌شود و این در حالی است که فاکتور اول وزن بیشتری دارد.

در حالی که پراکندگی فاکتور اول از زمان کاهش نرخ بهره در سال ۲۰۰۸ محدود شد، فاکتور دوم به طرز غیرمنتظره‌ای ترازنامه بانک مرکزی اروپا را دنبال کرد. از اواسط سال۲۰۱۱ نیز در نمودار شاهد تسهیل شرایط پولی منتسب به برنامه بازار اوراق بهادار و عملیات بلندمدت سرمایه‌گذاری مجدد هستیم. همچنین از اواسط سال ۲۰۱۲ به بعد نیز در منطقه یورو شرایط پولی انقباضی دیده می‌شود. کاهش قابل توجه در ترازنامه بانک مرکزی اروپا که ناشی از پیش‌پرداخت‌های عملیات بلندمدت سرمایه‌گذاری مجدد بود، رسیدن سررسید اوراقی که در طی برنامه خرید اوراق پوشش داده شده خریداری شده بود و برنامه بازار اوراق بهادار منجر به جهش در فاکتور دوم و به دنبال آن شاخص شرایط پولی شده است. از طرفی اعلانات برنامه عملیات پولی منجر به کاهش بازده اوراق قرضه دولتی شد اما این کاهش بر اکثر متغیرهای شاخص شرایط پولی بی‌تأثیر بود. با توجه به ساختار شاخص شرایط پولی این استنباط می‌شود که اختلال در انتقال

۱. در تاریخ یکم ژانویه سال ۲۰۰۲ یورو به عنوان پول رسمی در ۱۲ کشور با جمعیت بالغ بر ۳۰۸ میلیون نفر معرفی شد که این بزرگترین تغییر پولی تلقی می‌شود.

سیاست پولی منجر به شرایط پولی انقباضی در منطقه یورو شده است. نهایتا تأثیر کمی ناشی از نرخ ارز مشاهده می‌شود، بدین صورت که از اواسط سال ۲۰۱۲ به بعد ارزش یورور در برابر دلار افزایش یافت که این امر می‌تواند واکنشی درون‌زا به شرایط پولی انقباضی منطقه یورو در برابر آمریکا باشد. از سال ۲۰۱۴ نیز شاهد تسهیل پولی هستیم که ناشی از اعمال برنامه‌های عملیات سرمایه‌گذاری مجدد بلندمدت، تسهیل مقداری و کاهش ارزش یورو است.

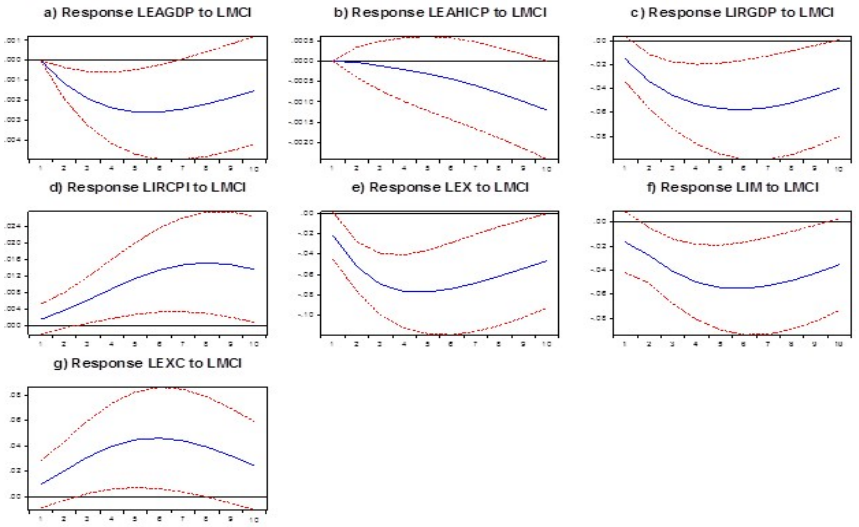
۴-۴. توابع واکنش آنی

این توابع نشانگر رفتار پویای متغیرها در طول زمان در صورت بروز یک شوک به اندازه‌ی یک انحراف معیار هستند. توابع واکش آنی متغیرهای منطقه یورو و اقتصاد ایران به شوک پولی منطقه یورو (MCI) در نمودار (۴) نمایش داده شده است. قسمت (a) تابع واکنش آنی تولید ناخالص داخلی منطقه یورو به سیاست انقباضی پولی این منطقه را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل، سیاست انقباضی این منطقه به کاهش تولید آن تا ۷ دوره منتهی شده است که این نتیجه با نتایج مطالعه کوچارچاکووا و همکاران (۲۰۱۶) و پیرسمن و اسمتز[1] (۲۰۰۱) مطابقت دارد. قسمت (b) تابع واکنش آنی شاخص قیمت مصرف‌کننده منطقه یورو به سیاست پولی این منطقه را نشان می‌دهد همان‌گونه که مشخص است این نمودار به لحاظ آماری معنادار نیست.

قسمت‌های (c-g) توابع واکنش آنی متغیرهای اقتصاد ایران را نسبت به شوک انقباضی منطقه یورو نشان می‌دهد. تابع واکنش آنی تولید ناخالص داخلی ایران نسبت به شوک انقیاضی MCI در قسمت (c) نشان داده شده است. با توجه به این نمودار می‌توان گفت واکنش تولید ایران نسبت به سیاست پولی انقباضی منطقه یورو به لحاظ آماری معنادار بوده و منفی است بطوری‌که شوک انقباضی سیاست پولی حداقل برای ۶

1. Peersman and Smats

دوره منجر به کاهش تولید در ایران می‌شود و پس از آن تولید شروع به افزایش می‌کند. این نتایج با نحوه عملکرد اثر تقاضا و کانال نرخ ارز مطابقت دارد. همانگونه که بیان شد، سیاست انقباضی در کشور مبدا منجر به افزایش ارزش پول ملی و کاهش تولید این منطقه شده و این امر باعث کاهش نرخ بهره حقیقی و ارزش پول ملی و به تبع آن کاهش تولید در کشور گیرنده شوک سیاست پولی (ایران) می‌شود. همچنین نتایج به دست آمده در راستای یافته‌های پژوهش کوچارچاکوا و همکاران (۲۰۱۶) نیز هست که افزایش تولید کشور ترکیه را در واکنش به شوک پولی انبساطی منطقه یورو را نشان می‌دهد.



نمودار (۴). توابع واکنش آنی متغیرهای منطقه یورو و اقتصاد ایران به شاخص شرایط پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

تابع واکنش آنی شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران نسبت به شوک انقیاضی MCI در نمودار (d) ارائه شده است. با توجه به این نمودار می‌توان اذعان داشت که اثر سیاست پولی انقباضی منطقه یورو بر تورم ایران به لحاظ آماری معنادار بوده و این اثر مثبت

است. به این صورت که شوک سیاست پولی حداقل برای ۹ دوره منجر به افزایش تورم در ایران می‌شود و پس از آن این اثر کاهش می‌یابد.

توابع واکنش آنی صادرات و واردات ایران نسبت به شوک MCI به ترتیب در نمودارهای (e) و (f) نشان داده شده است. همان‌گونه که مشخص است شوک انقباضی سیاست پولی منطقه یورو برای ۵ دوره منجر به کاهش صادرات ایران شده است و پس از آن صادرات افزایش یافته است. در نمودار (f) نیز مشاهده می‌شود که شوک سیاست پولی برای ۶ دوره منجر به کاهش واردات اقتصاد ایران شده است سپس نمودار سیر صعودی دارد. همان‌گونه که مشخص است سرعت کاهش صادرات سریعتر از سرعت کاهش واردات است که خود نشان‌دهنده کاهش خالص صادرات است. این یافته‌ها با نحوه عملکرد کانال تجاری مطابقت دارد. همانگونه که بیان شد اثر تقاضا به این صورت است که سیاست پولی انقباضی در کشور مبدا منجر به کاهش مصرف، سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و واردات این کشور می‌شود و به تبع آن صادرات شرکای تجاری آن نیز کاهش می‌یابد. در نهایت می‌توان اظهار کرد که واکنش تجارت ایران نسبت به شوک ناشی از سیاست پولی انقباضی منطقه یورو منفی است.

تابع واکنش آنی نرخ ارز یورویی ایران نسبت به شوک انقباضی MCI در نمودار (g) نشان داده شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود که واکنش نرخ ارز ایران نسبت به سیاست پولی انقباضی منطقه یورو مثبت است. به این صورت که شوک سیاست پولی حداقل برای ۵ دوره منجر به افزایش نرخ ارز در ایران می‌شود و پس از آن این اثر مثبت روند کاهشی می‌گیرد.

۵-۴. استحکام نتایج الگو[1]

به منظور بررسی اینکه نتایج به چه میزان قابل اطمینان هستند الگوی SVAR دیگری با

۱. بدلیل کمبود فضا، نتایج این آزمون گزارش نشده است.

استفاده از متغیرهای الگو در رابطه (۳) تخمین زده شده است. تفاوت این الگو با الگوی اول در ترتیب متغیرهاست. همانند مک‌دونالد و پابیل (۲۰۲۰) ترتیب متغیرها برای اقتصاد ایران به صورت لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم صادرات واقعی، لگاریتم واردات واقعی و لگاریتم نرخ ارز یورویی در نظر گرفته شد و الگو مجدداً برآورد گردید. نتایج بیانگر این است که تغییر ترتیب متغیرها برای بلوک اقتصاد ایران، توابع واکنش آنی و در نتیجه نتایج به‌دست آمده الگو را تغییر نمی‌دهد.

همچنین به تبعیت از مک‌دونالد و پابیل (۲۰۲۰) ترتیب متغیرهای منطقه یورو نیز به صورت لگاریتم شاخص شرایط پولی، لگاریتم تولید و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده تغییر داده شد و مجددا واکنش متغیرهای داخلی و خارجی نسبت به شوک سیاست پولی MCI مورد بررسی قرار گرفت که نتایج حاصل تغییر قابل ملاحظه‌ای نداشت.

به علاوه، ترتیب قرارگیری متغیر لگاریتم نرخ ارز را نیز تغییر دادیم به گونه‌ای که تحت تأثیر واکنش آنی سایر متغیرهای بلوک اقتصاد ایران قرار نگیرد. مجددا الگو برآورد گردید که نتایج به دست آمده را تحت تأثیر قرار نداد.

۶-۴- تجزیه واریانس

برای بررسی عملکرد پویای بین متغیرها از تجزیه واریانس بهره می‌گیریم. نتایج تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی ایران در جدول (۵) گزارش شده است. بر اساس خروجی ارائه شده، در کوتاه‌مدت عمده نوسانات تولید ایران توسط تغییرات خود این متغیر نمایندگی می‌شود. در بلندمدت عمده نوسانات این متغیر به ترتیب توسط تغییرات خودش و شاخص شرایط پولی توضیح داده می‌شود.

جدول (۵). تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی ایران

دوره	انحراف استاندارد	LEAGDP	LEAHICP	LMCI	LIRGDP	LIRCPI	LIREX	LIRIM	LIREXC

۱	۰/۰۸	۱/۹۳	۰/۹۰	۳/۳۵	۹۳/۸۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۲	۵/۹۱	۰/۴۴	۸/۷۶	۸۰/۸۰	۰/۶۲	۰/۸۱	۰/۵۰	۲/۱۱
۳	۰/۱۵	۹/۰۴	۰/۵۰	۱۳/۰۷	۶۹/۲۷	۱/۴۹	۱/۷۱	۱/۱۶	۳/۷۱
۴	۰/۱۹	۱۱/۳۶	۰/۶۱	۱۶/۴۶	۶۰/۵۵	۲/۲۶	۲/۵۰	۱/۷۱	۴/۵۲
۵	۰/۲۱	۱۳/۱۱	۰/۶۷	۱۹/۲۶	۵۴/۰۰	۲/۸۰	۳/۱۷	۲/۱۳	۴/۸۱
۶	۰/۲۴	۱۴/۴۳	۰/۶۹	۲۱/۶۶	۴۹/۰۳	۳/۱۰	۳/۷۵	۲/۴۵	۴/۸۳
۷	۰/۲۵	۱۵/۴۲	۰/۶۸	۲۳/۷۳	۴۵/۲۸	۳/۱۸	۴/۲۴	۲/۷۰	۴/۷۲
۸	۰/۲۷	۱۶/۱۱	۰/۶۵	۲۵/۴۷	۴۲/۵۲	۳/۱۲	۴/۶۴	۲/۹۰	۴/۵۵
۹	۰/۲۸	۱۶/۵۵	۰/۶۲	۲۶/۸۵	۴۰/۵۶	۲/۹۹	۴/۹۴	۳/۰۶	۴/۳۹
۱۰	۰/۲۸	۱۶/۷۷	۰/۶۰	۲۷/۸۸	۳۹/۲۴	۲/۸۹	۵/۱۵	۳/۱۸	۴/۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۶) نتایج تجزیه واریانس شاخص قیمت مصرف‌کننده را نمایش می‌دهد. با توجه به جدول (۶) می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت عمده نوسانات تورم ایران ناشی از تغییرات خود این متغیر و تولید داخلی بوده است. در دوره دهم نیز توضیح تغییرات تورم ایران را به ترتیب تولید داخلی با سهم ۳۰/۸۴ درصد، شاخص شرایط پولی با سهم۶۰ /۱۹ درصد و تولید منطقه یورو با سهم ۱۷/۵۶ درصد نمایندگی می‌کنند. لازم به ذکر است که سهم شاخص شرایط پولی در توضیح نوسانات تورم ایران از ۰/۷۸ درصد دوره اول به ۱۹/۶۰ درصد در دوره دهم رسیده است.

جدول (۶). نتایج تجزیه واریانس شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران

دوره	انحراف استاندارد	LEAGDP	LEAHICP	LMCI	LIRGDP	LIRCPI	LIREX	LIRIM	LIREXC
۱	۰/۰۱	۰/۹۹	۳/۳۷	۰/۷۸	۳۲/۳۵	۶۲/۴۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۳	۰/۰۲	۳/۲۳	۶/۵۹	۲/۶۳	۴۲/۰۳	۴۱/۳۹	۰/۰۴	۲/۷۹	۱/۲۶
۳	۰/۰۳	۶/۰۲	۸/۸۴	۵/۰۲	۴۷/۶۶	۲۴/۹۱	۰/۰۳	۴/۹۶	۲/۵۱
۴	۰/۰۴	۸/۷۷	۱۰/۰۸	۷/۶۲	۴۸/۵۲	۱۵/۳۷	۰/۱۵	۶/۰۸	۳/۳۷

۵	۰/۰۵	۱۱/۱۶	۱۰/۶۶	۱۰/۱۶	۴۶/۳۹	۱۰/۶۷	۰/۴۴	۶/۶۱	۳/۸۷
۶	۰/۰۵	۱۳/۱۴	۱۰/۹۰	۱۲/۵۳	۴۲/۹۹	۸/۶۰	۰/۸۲	۶/۹۰	۴/۰۸
۷	۰/۰۶	۱۴/۷۳	۱۱/۰۰	۱۴/۶۸	۳۹/۳۵	۷/۷۶	۱/۲۴	۷/۱۱	۴/۰۹
۸	۰/۰۷	۱۵/۹۸	۱۱/۰۶	۱۶/۶۰	۳۵/۹۶	۷/۴۴	۱/۶۳	۷/۳۱	۳/۹۸
۹	۰/۰۷	۱۶/۹۲	۱۱/۱۳	۱۸/۲۵	۳۳/۰۸	۷/۲۸	۱/۹۸	۷/۵۳	۳/۸۰
۱۰	۰/۰۸	۱۷/۵۶	۱۱/۲۳	۱۹/۶۰	۳۰/۸۴	۷/۱۳	۲/۲۶	۷/۷۴	۳/۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تجزیه واریانس صادرات و واردات واقعی ایران به ترتیب در جداول (۷) و (۸) گزارش شده است. با توجه به نتایج جدول (۷) می‌توان گفت در سه دوره نخست، نوسانات صادرات واقعی ایران عمدتا ناشی از تغییرات خود این متغیر بوده است و در ادوار بعد تولید ناخالص داخلی عمده‌ترین سهم را در توضیح نوسانات این متغیر دارد. قابل توجه است که تغییرات ایجاد شده در این متغیر توسط شاخص شرایط پولی از ۳/۲۴ درصد در دوره اول به ۳۵/۶۵ درصد در دوره آخر رسیده است. همچنین مشاهده می‌شود در بلندمدت عمده نوسانات این متغیر بعد از شاخص شرایط پولی منطقه یورو توسط تغییرات تولید ایران و تغییرات تولید منطقه یورو توضیح داده می‌شود.

جدول (۷). تجزیه واریانس صادرات واقعی ایران

دوره	انحراف استاندارد	LEAGDP	LEAHICP	LMCI	LIRGDP	LIRCPI	LIREX	LIRIM	LIREXC
۱	۰/۱۱	۵/۹۰	۲۰/۳۰	۳/۲۴	۱۰/۶۷	۰/۴۵	۵۹/۴۱	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۵	۹/۲۳	۱۳/۰۸	۱۲/۹۹	۲۶/۶۶	۰/۲۶	۳۷/۶۵	۰/۰۱	۰/۰۸
۳	۰/۱۹	۱۱/۱۲	۸/۵۷	۲۱/۴۰	۳۲/۸۴	۰/۲۰	۲۴/۶۰	۰/۶۸	۰/۵۶
۴	۰/۲۲	۱۲/۰۱	۶/۵۵	۲۶/۵۱	۳۳/۴۵	۰/۲۰	۱۸/۴۰	۱/۸۰	۱/۰۳
۵	۰/۲۶	۱۲/۵۳	۵/۶۶	۲۹/۵۷	۳۲/۳۱	۰/۲۳	۱۵/۴۹	۲/۸۷	۱/۳۱
۶	۰/۲۸	۱۲/۹۰	۵/۲۱	۳۱/۵۹	۳۰/۸۱	۰/۲۴	۱۴/۰۵	۳/۷۲	۱/۴۴
۷	۰/۳۰	۱۳/۲۰	۴/۹۵	۳۳/۰۴	۲۹/۳۹	۰/۲۳	۱۳/۳۱	۴/۳۶	۱/۴۸

۸	۰/۳۱	۱۳/۴۴	۴/۷۹	۳۴/۱۶	۲۸/۱۶	۰/۲۱	۱۲/۹۱	۴/۸۴	۱/۴۵
۹	۰/۳۲	۱۳/۶۱	۴/۶۸	۳۵/۰۱	۲۷/۱۶	۰/۲۰	۱۲/۶۹	۵/۱۹	۱/۴۱
۱۰	۰/۳۳	۱۳/۷۱	۴/۶۱	۳۵/۶۵	۲۶/۳۹	۰/۲۲	۱۲/۵۶	۵/۴۶	۱/۳۷

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۸) حاکی از آن است که تغییرات واردات واقعی ایران در دو دوره نخست عمدتا ناشی از خود این متغیر و در ادوار بعد ناشی از تولید ناخالص داخلی ایران بوده است. در دوره دهم عمده نوسانات واردات ایران توسط تولید ناخالص داخلی با سهم تقریبا ۲۷ درصد، شاخص شرایط پولی با سهم ۲۵/۴۸ درصد، خود این متغیر با سهم ۱۸/۱۴ درصد و تولید منطقه یورو با سهم ۱۷/۲۹ درصد توضیح داده می‌شود.

جدول (۸). تجزیه واریانس واردات واقعی ایران

دوره	انحراف استاندارد	LEAGDP	LEAHICP	LMCI	LIRGDP	LIRCPI	LIREX	LIRIM	LIREXC
۱	۰/۱۱	۰/۳۶	۰/۲۰	۲/۳۴	۱۶/۱۹	۲/۳۸	۱۱/۵۴	۶۶/۹۶	۰/۰۰
۲	۰/۱۴	۳/۱۳	۰/۵۴	۵/۳۹	۳۳/۲۹	۱/۴۸	۷/۳۰	۴۸/۸۵	۲/۵۵
۳	۰/۱۶	۷/۰۶	۱/۱۹	۹/۶۱	۳۹/۰۱	۱/۴۲	۵/۳۴	۳۵/۹۴	۰/۳۸
۴	۰/۱۹	۱۰/۴۵	۱/۸۴	۱۳/۶۰	۳۸/۵۴	۱/۶۹	۴/۷۰	۲۸/۱۳	۱/۰۲
۵	۰/۲۲	۱۲/۹۳	۲/۳۴	۱۶/۹۰	۳۶/۱۴	۱/۹۶	۴/۵۹	۲۳/۶۱	۱/۴۹
۶	۰/۲۳	۱۴/۶۷	۲/۶۸	۱۹/۵۷	۳۳/۴۸	۲/۱۳	۴/۶۹	۲۱/۰۲	۱/۷۳
۷	۰/۲۵	۱۵/۸۶	۲/۹۱	۲۱/۷۱	۳۱/۱۳	۲/۱۶	۴/۸۵	۱۹/۵۵	۱/۷۹
۸	۰/۲۶	۱۶/۶۳	۳/۰۸	۲۳/۳۹	۲۹/۲۶	۲/۱۱	۵/۰۱	۱۸/۷۴	۱/۷۵
۹	۰/۲۷	۱۷/۰۹	۳/۱۹	۲۴/۶۴	۲۷/۸۹	۲/۰۲	۵/۱۳	۱۸/۳۳	۱/۶۸
۱۰	۰/۲۷	۱۷/۲۹	۳/۲۷	۲۵/۴۸	۲۶/۹۹	۱/۹۶	۵/۲۱	۱۸/۱۴	۱/۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تجزیه واریانس نرخ ارز یورویی ایران نیز در جدول (۹) گزارش شده است با توجه به نتایج جدول (۹) می‌توان اظهار داشت که تغییرات نرخ ارز یورویی در همه ادوار

عمدتا ناشی از تولید ناخالص داخلی ایران بوده است. در دوره دهم ۳۶/۷۲ درصد از نوسانات این متغیر توسط تغییرات تولید ایران، ۱۸/۴۲ درصد آن توسط شاخص شرایط پولی، ۱۴/۲۲ درصد توسط تولید منطقه یورو و ۱۳/۰۲ درصد توسط تورم داخلی توضیح داده می‌شود. در حقیقت در بلندمدت عمده نوسانات این متغیر توسط تولید داخلی و شاخص شرایط پولی توضیح داده می‌شود.

جدول (۹). تجزیه واریانس نرخ ارز یورویی ایران

دوره	انحراف استاندارد	LEAGDP	LEAHICP	LMCI	LIRGDP	LIRCPI	LIREX	LIRIM	LIREXC
۱	۰/۰۸	۲/۴۷	۱/۹۷	۱/۳۴	۶۷/۷۵	۳/۴۴	۰/۲۸	۱/۲۹	۲۱/۴۳
۲	۰/۱۲	۴/۶۶	۱/۷۰	۳/۲۰	۶۴/۳۸	۶/۷۹	۰/۷۳	۱/۲۴	۱۷/۲۶
۳	۰/۱۶	۷/۰۳	۱/۵۰	۵/۶۴	۵۸/۷۳	۹/۵۵	۱/۳۸	۱/۲۳	۱۴/۹۱
۴	۰/۱۹	۹/۲۰	۱/۳۱	۸/۲۸	۵۲/۸۹	۱۱/۵۳	۲/۰۹	۱/۲۷	۱۳/۴۱
۵	۰/۲۱	۱۱/۰۱	۱/۱۴	۱۰/۸۵	۴۷/۷۱	۱۲/۷۹	۲/۸۰	۱/۳۱	۱۲/۳۵
۶	۰/۲۳	۱۲/۴۱	۰/۹۹	۱۳/۲۱	۴۳/۵۲	۱۳/۴۵	۳/۴۷	۱/۳۴	۱۱/۵۷
۷	۰/۲۴	۱۳/۴۰	۰/۹۰	۱۵/۲۲	۴۰/۴۰	۱۳/۶۵	۴/۰۵	۱/۳۶	۱۰/۹۷
۸	۰/۲۵	۱۴/۰۰	۰/۹۰	۱۶/۸۰	۳۸/۳۳	۱۳/۵۳	۴/۵۱	۱/۳۷	۱۰/۵۳
۹	۰/۲۵	۱۴/۲۴	۰/۹۹	۱۷/۸۷	۳۷/۱۸	۱۳/۲۶	۴/۸۳	۱/۳۶	۱۰/۲۳
۱۰	۰/۲۵	۱۴/۲۲	۱/۱۹	۱۸/۴۲	۳۶/۷۲	۱۳/۰۲	۵/۰۰	۱/۳۴	۱۰/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

سیاست‌های پولی که توسط اقتصادهای بزرگ اتخاذ می‌شود می‌تواند بر اقتصاد سایر کشورها تأثیر بگذارد. از آنجایی که منطقه یورو یکی از شرکای عمده تجاری ایران محسوب می‌شود در این پژوهش به بررسی تأثیر سیاست‌پولی بانک مرکزی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران شامل تولید، تورم، صادرات، واردات و نرخ ارز از کانال تجاری پرداخته شده است. بدین منظور از یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری

بهره گرفتیم و شاخص شرایط پولی را ارائه نمودیم که نماینده سیاست پولی بانک مرکزی اروپا باشد. به منظور تحلیل نتایج توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک شاخص شرایط پولی ارائه شد. با توجه به توابع واکنش آنی می‌توان اذعان داشت که سیاست‌های پولی منطقه یورو بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران چون تولید، تورم، صادرات و واردات (تجارت) و نرخ ارز تأثیری معنادار دارد و کشور ایران به عنوان یک اقتصاد کوچک که با منطقه یورو حجم تجارت قابل توجهی دارد از سیاست‌های پولی بانک مرکزی اروپا تأثیر می‌پذیرد. بدین صورت که سیاست پولی انقباضی منطقه یورو در بازه زمانی مورد بررسی (۲۰۱۹:۴- ۲۰۰۱:۱) منجر به کاهش تولید، صادرات و واردات و همچنین افزایش تورم و نرخ ارز شده است.

منابع:

- Ammer, J., De Pooter, M., Erceg, C. & Kamin, S. (2016). International spillovers of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 89, 50-66.
- Anaya, P., Hachula, M. & Offermanns, C. H. (2015). Spillovers of U.S. unconventional monetary policy to emerging markets: The role of capital flows. *Journal of International Money and Finance*, 73(PB), 275-295.
- Anwar, S. & Nguyen, L.PH. (2018). Channels of monetary policy transmission in Vietnam. *Journal of Policy Modeling*, 40(4), 709-729.
- Avery, R. (1979). Modeling monetary policy as an unobserved variable. *Journal of Econometrics*, 10 (3), 291–311.
- Banett, W.A. (1980). Economic monetary aggregates an application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, 14(1), 11-48.
- Bernanke, B. S. & Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901-921.
- Blanchard, O.J., Faruqee, H. & Das, M. (2010). The initial impact of the crisis on emerging market countries. *Brookings Papers on Economic Activity*, 263–323.
- Boeckx, J., Dossche, M. & Peersman, G. (2014). Effectiveness and transmission of the ECB's balance sheet policies. CESiof Working paper, No 4907.
- Brana, S., Djigbenou, M. & Prat, S. (2012). Global excess liquidity and asset prices in emerging countries: A PVAR approach. *Emerging Markets Review*, 13(1), 256-267.

- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229-251.
- Chen, J., Griffoli, T.M. & Sahay, R. (2014). Spillovers from United States monetary policy on emerging markets: Different this time? Working Paper, 14/240.
- Chen, Q., Filardo, A., He, D. & Zhu, F. (2015). Financial crisis, US unconventional monetary policy and international spillovers. BIS Working Papers, 494.
- Chen, Q., Filardo, A., He, D., & Zhu, F. (2012). International spillovers of Central Bank balance sheet policies. *BIS Papers*, *66*, 230–274.
- Civcir, I. & Varoglu, D. E. (2019). International transmission of monetary and global commodity price shocks to Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 41, 647–665.
- Dedola, L., Rivolta, G. & Stracca, L. (2016). If the Fed sneezes, who catches a cold? NBER Chapters, in: NBER International Seminar on Macroeconomics 2016, National Bureau of Economic Research.
- European Commission. (2014). Cross-border spillovers in the euro area. *Quarterly Report on the Euro Area (QREA)*, 13(4), 7-22.
- Hajebi, E., Razmi, M.J., Mahdavi Adeli, M.H. & Mohamadi, T. (2019). Effect of U.S. monetary policy shock on GDP of oil-exporting countries: A GVAR Approach. *Journal of Econometric Modelling*. 4(4), 59-84 (In Persian).
- Horvath, M. & Voslarova, K. (2016). International spillovers of ECB's unconventional monetary policy: the effect on Central Europe. *Applied Economics*, 49(24), 1-13.
- Jannsen, N. & Klein, M. (2011). The international transmission of euro area monetary policy shocks. Kiel Working Papers from Kiel Institute for the World Economy, No 1718.
- Joyce, M., Miles, D., Scott, A. & Vayanos, D. (2012). Quantitative easing and unconventional monetary policy–an Introduction. *Economic Journal, Royal Economic Society*, 122(564), 271-288.
- Kim, S. & Yang, D. (2012). International monetary transmission in East Asia: Floaters, non-floaters, and capital controls. *Japan and the World Economy*, 24(4), 305-316.
- Kim, S. (2001), International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VARs. *Journal of Monetary Economics*, 48, 339– 372.
- Kolasa, M. & Wesołowski, G. (2020). International spillovers of quantitative easing. *Journal of International Economics,* 126, 103330.
- Kucharcuková, O.B., Claeys, P. & Vasícek, B. (2016). Spillover of the ECB's monetary policy outside the euro area: How different is conventional from unconventional policy? *Journal of Policy Modeling*, 38, 199-225.
- Strazicich, M. C., Lee, J. & Day, E. (2004). Are incomes converging

among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks. *Journal of Macroeconomics*, 26, 131–145
- Lombardi, M. & Zhu, F. (2014). A shadow policy rate to calibrate US monetary policy at the zero lower bound. BIS Working Papers, No 452.
- MacDonald, M. & Popiel, M.K. (2020). Unconventional monetary policy in a small open economy. *Open Economies Review*, 13(5), 1061-1115.
- Mackowiak, B. (2007). External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 54(8), 2512-2520.
- Meaning, J., & Zhu, F. (2012). The impact of Federal Reserve asset purchase programmes: Another twist. *BIS Quarterly Review*, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2100400.
- Mohseni, H., Mosayeb, P., Shahili Tash, M.N. & Mirjalili, H. (2019). Analysis of the role unconventional Monetary Policy Using the the financial conditional index: The B-VAR approach. *Quarterly Journal of Economics and Modelling,* 10(1), 211-240 (In Persian).
- Mojon, B. & Peersman, G. (2001). A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area. I*n ECB Working Paper, 92.*
- Neely, Ch. (2015). Unconventional monetary policy had large international effects. *Journal of Banking & Finance*, 52 (C), 101-111.
- Nunnally, J.C. and Bernstein, I.H. (1994). The Assessment of reliability. *Psychometric Theory*, 3, 248-292.
- Peersman, G & Smats, F. (2001). The monetary transmission mechanism in the Euro area: More evidence from VAR analysis. European Central Bank Working Paper Series, No 9.
- Pham, Th.T.T. & Nguyen, Ph. T. (2019). Monetary policy responses of Asian countries to spillovers from US monetary policy. *Asian Pacific Economic Litreture*, 33(1), 78-97.
- Potjagailo, G. (2017). Spillover effects from Euro area monetary policy across Europe: A Factor Augmented VAR Approach. *Journal of International Money and Finance*, 72, 127-147.
- Sharifvaghefi, M. & Barakchian, M. (2015). Analysis of countries short-term interest rates responses to U.S. monetary policy shock. *Journal of Money and Banking Researc*h, 8(25): 355-378 (In Persian).
- Tumala, M, M., Salisu, A, A., Atoi, N, V. & Yaaba, B, N. (2021). International monetary policy spillovers to emerging economies in Sub-Saharan Africa: A global VAR analysis. *Scientific African*, 14(2), e00976.
- Vespignani, J. (2015). International transmission of monetary shocks to the Euro Area: Evidence from the US., Japan and China. *Economic Modeling*, 44(c), 131-141.
- Yang, L. & Hamori, Sh. (2013). Spillover effect of US monetary policy to

ASEAN stock markets: Evidence from Indonesia, Singapore, and Thailand. *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 145-155.

Spillover Effects of the ECB's Monetary Policy on Macroeconomic Variables in Iran: A Structural Approach

Naznin Azadi*
Mahboubeh Jafari (Ph.D)**
Ebrahim Hadian (Ph.D)***

Received: 17/03/2022 Accepted: 27/04/2022

Abstract:
The globalization and increasing convergence of economies and markets, the expansion of international relations and the increase in global trade have raised the issue of how the monetary policy changes in large economies such as the United States and Euro area countries may affect the economy of other countries. In this paper, we use a structural vector auto-regressive approach to assess the spillover of ECB policy on Iran according to trade channel. Subsequently, we use the Factor Analysis to construct a synthetic index of overall Euro area monetary conditions (MCI) over the period of 2001:1-2019:4. This MCI captures both conventional and unconventional policies in Euro area countries. We find that a monetary tightening leads to a drop in Iran's production, export, and import, peaking after 6, 5 and 6 seasons. Furthermore, the ECB policy leads to a significant depreciation and higher inflation in Iran. The results are robust to the order of variables.

Keywords: *Iran, Spillover, ECB's Monetary Policy, Macroeconomic Variables, SVAR.*

JEL Classification: *E58, F41, F42.*

* MA. in Economics, School of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran, Email: n.azadi@shirazu.ac.ir
** Assistant Professor of Economics, School of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran, (Corresponding Author), Email: mh.jafari@shirazu.ac.ir
*** Associate Professor of Economics, School of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran, Email: ehadian@rose.shirazu.ac.ir