Health and Development Journal **Original Article**

Vol. 9, No. 3, Autumn 2020 **Received: 18.02.2020** **Accepted: 27.04.2020**

The Effect of Permanent and Temporary Monetary Shocks on The Economic Growth of the Iranian health Sector

Nourolhoda Fakhrzad[1], Fatemeh Forgi[2], Mostafa Baniasadi[3], Seyed Abd-al-Majid Jala'ee Esfandabadi[4]

Abstract

Background: Enhancing economic growth and consequently the growth of economic sub-sectors is one of the important goals of any country and is always considered by policymakers. Accordingly, the present study aimed to examine the impact of permanent and temporary monetary shocks on the value-added of the Iranian health sector.

Materials and Methods: The present study conducted an econometric and time series analysis of the Iranian health sector. The data on the research variables including the value-added of the health sector and the money supply for the period from 1973 to 2011 were received from the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Eviews software (version 8) was used for data analysis and the Blanchard-Quah method and the SVAR model were used to separate permanent and temporary monetary shocks and analyze their effects on the economic growth of the health sector.

Results: The results of the study showed a positive relation between monetary shocks and the growth of the Iranian health sector, with permanent monetary shocks showing the greatest impact. However, monetary shocks had a short-term effect on the value-added of the health sector, so that both types of shocks are moderated after 5 years and their effect disappears. Accordingly, it can be argued that the growth of the money supply had short-term effects on the growth of the health sector.

Conclusion: The findings of this study suggested the adoption of the money supply increase policy in an economy leads to inflation and has no real impact on the growth of the health sector. Therefore, the Iranian central bank must adopt policies to control the money supply in the economy.

Keywords: Monetary Shocks, Economic Growth, Health Sector, Blanchard-Quah Method

Citation: Fakhrzad N, Forgi F, Baniasadi M, Jala'ee Esfandabadi SAM. The effect of permanent and temporary monetary shocks on the economic growth of the Iranian health sector. Health and Development Journal 2020; 9(3):284-294. [In Persian]

10.22062/jhad.2020.91535

© 2020 The Author(s). This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

1- PhD student, Department of Health Management and Policy and Economics, Faculty of Management and Medical Information, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran
2- MSc, Department of Health Management and Policy and Economics, Faculty of Management and Medical Information, Kerman University of Medical Sciences, Kerman, Iran
3- Assistant Professor, Department of Agricultural Extension and Education, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
4- Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
Corresponding Author: Mostafa Baniasadi Email: M.baniasadi@basu.ac.ir
Address: Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
Tel: 08134425401 **Fax**: 08134425402

مجله بهداشت و توسعه **مقاله پژوهشی**
سال نهم/شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۹
تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۲/۰۸

تأثیر شوک‌های دائمی و موقت پولی بر رشد اقتصادی بخش سلامت ایران

نورالهدی فخرزاد[۱] ، فاطمه فرگی[۲]، مصطفی بنی‌اسدی[۳]، سید عبدالمجید جلایی اسفندآبادی[۴]

چکیده

مقدمه: زمینه و هدف: رشد اقتصادی و به تبع آن رشد زیربخش‌های اقتصاد از اهداف مهم هر کشور به حساب می‌آید و همواره مورد توجه سیاستگذاران قرار دارد. بر این اساس، مطالعه حاضر به دنبال تعیین میزان اثرگذاری شوک‌های دائمی و موقت پولی بر ارزش افزوده بخش سلامت بود.

روش‌ها: این پژوهش از نوع مطالعات اقتصادسنجی و تحلیل سری زمانی است و جامعه آماری، بخش بهداشت و درمان کشور ایران بود. داده های مورد نیاز در این مطالعه شامل ارزش افزوده بخش سلامت و حجم پول برای دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۲ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شد. برای تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها از نرم‌افزار Eviews نسخه ۸ و برای تفکیک شوک‌های دائمی و موقت و تحلیل اثر آن بر رشد اقتصادی بخش سلامت از تکنیک بلانچارد-کوا و مدل SVAR استفاده شد.

نتایج: نتایج مطالعه نشان داد که ارتباط مستقیمی بین شوک های پولی و رشد بخش سلامت ایران وجود داشت. بیشترین تأثیر مربوط به شوک های دائمی پولی بود. البته شوک‌های پولی تأثیر کوتاه مدت بر ارزش افزوده بخش سلامت داشتند، به‌طوری‌که هر دو نوع شوک پس از ۵ سال تعدیل‌شده و اثر آن‌ها از بین می‌رود. بنابراین با توجه به نتایج مدل، رشد حجم پول، اثرات کوتاه‌مدت بر رشد بخش سلامت داشت.

بحث و نتیجه‌گیری: بر اساس یافته‌های پژوهش، استفاده از سیاست افزایش حجم پول در اقتصاد، منجر به تورم‌شده و تأثیر حقیقی بر رشد بخش سلامت ندارد. بنابراین توصیه می‌شود که سیاست بانک مرکزی باید کنترل حجم پول در اقتصاد باشد.

واژگان کلیدی: شوک‌های پولی، رشد اقتصادی، بخش سلامت، روش بلانچارد-کوا

مقدمه

اساسی‌ترین مفهوم برای اندازه‌گیری درآمد و عملکرد یک نهاد اقتصادی و یا حتی کل اقتصاد، ارزش افزوده ایجاد شده توسط فعالیت‌های اقتصادی آن است. می‌توان ارزش افزوده را به عنوان یک ارزش ایجادشده توسط فعالیت‌های یک شرکت و کارکنان آن تعریف کرد (۱). رشد اقتصادی کل و رشد زیر بخش‌های اقتصاد، از اهداف مهم هر کشور به حساب می‌آید و همواره مورد توجه برنامه‌ریزان و سیاستگذاران قرار دارد و بنابراین بررسی علل رشد اقتصادی از جایگاه ویژه ای برخوردار است (۲). رشد اقتصادی به تعبیر ساده افزایش تولید یک کشور در یک سال خاص در مقایسه با مقدار آن در سال پایه است. یکی از شاخص‌های رشد و توسعه، سلامت است و تأمین سلامت جسمی، ذهنی، روانی و اجتماعی شهروندان از نیازهای اصلی محسوب می‌گردد. مسئله این است که سلامت مانند بسیاری از شاخص‌های ملی، مستقل از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی به اهداف مورد نظر نمی‌رسد، زیرا هر یک از متغیرهای ملی به نوعی بر آن تأثیر می‌گذارند که اگر آن‌ها نادیده انگاشته شود، به صرف تخصیص بودجه‌های کلان و رشد سالانه آن و نیز ایجاد ظرفیت‌های فیزیکی، کشور را به اهداف موردنظر نمی‌رساند (۳).

رشد بخش سلامت هم به‌طور مستقیم باعث بالارفتن تولید ملی و رشد اقتصادی می‌شود و هم از طریق بهبود سلامت جامعه و بهره‌وری افراد، به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی اثرگذار است. در سه دهه اخیر، در بیشتر اقتصادهای صنعتی، تقویت و ارتقای سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری روی ذخیره دانش و بهداشت و سلامت افراد از مقبولیت روزافزونی در میان

۱- دانشجوی دکتری، گروه مدیریت سیاست‌گذاری و اقتصاد سلامت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران
۲- کارشناسی ارشد، گروه مدیریت سیاست‌گذاری و اقتصاد سلامت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی کرمان، کرمان، ایران
۳- استادیار، گروه ترویج و آموزش کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
۴- استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران
نویسنده‌ی مسئول: مصطفی بنی‌اسدی **Email:** M.Baniasadi@basu.ac.ir
آدرس: همدان، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا
تلفن: ۰۸۱۳۴۴۲۵۴۰۱ فاکس: ۰۸۱۳۴۴۲۵۴۰۲

اقتصادانان برخوردار شده است. دلیل این موضوع را می‌توان در نقش مثبت توسعه سرمایه انسانی بر افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی جستجو کرد. سلامت از طریق کانال‌های مختلفی می‌تواند به صورت مستقیم و غیرمستقیم، سطح تولید و درآمد یک جامعه را تحت تاثیر قرار دهد. اولین کانال، کارایی بهتر کارگران سالم در مقایسه با دیگران است. کارگران سالم بیشتر و بهتر از دیگران کار می‌کنند و ذهن خلاق و آماده‌تری دارند. همچنین ارتقاء سلامت باعث می‌شود که سرمایه انسانی از طریق انباشت سرمایه بهداشتی افزایش یافته و به‌صورت مستقیم بر تولید و رشد اقتصادی تأثیر داشته باشد. از سوی دیگر، بهبود سلامت از طریق افزایش طول عمر و کاهش روزهای کاری که نیروی کار به خاطر بیماری خود یا بستگانش از دست می‌دهد، باعث افزایش ارتقاء بهره‌وری نیروی انسانی‌شده و به‌طور غیرمستقیم تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین ارتقاء بهداشت و شاخص‌های بهداشتی در جامعه با کاهش مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، افراد را به پس‌انداز بیشتر تشویق خواهد کرد. به دنبال افزایش پس‌انداز در جامعه، سرمایه‌گذاری افزایش یافته و این موضوع به افزایش تولید منجر خواهد شد (۴). بنابراین رشد بخش سلامت بسیار حایز اهمیت است.

با توجه به این اهمیت، شناسایی عوامل تأثیرگذار بر رشد بخش سلامت مورد توجه پژوهشگران بوده است. یکی از جنبه‌های اثرگذاری بر بخش سلامت، متغیرهای کلان اقتصادی هستند که در بین این متغیرها، میزان نقدینگی، حجم پول و شوک‌های پولی از جمله متغیرهای مهم تأثیرگذار بر اقتصاد و رشد آن و همچنین رشد زیربخش‌های اقتصاد می‌باشند. مروری بر تحولات اقتصادی طی دهه اخیر حکایت دارد که اقتصاد ایران پیوسته در معرض انبساط‌های پولی و به تعبیری شوک‌های پولی قرار داشته است. اگرچه پیوسته در این مدت، کنترل نقدینگی از اهداف مدون در برنامه‌های ادواری کشور بوده است، اما ساختار بودجه‌ای کشور و وابستگی شدید آن به نفت باعث‌شده که دولت در مقاطع زمانی گوناگون، ناگزیر به افزایش پایه پولی گردد. افزایش حجم پول در اقتصاد می‌تواند اثرهای گوناگونی در بخش‌های اسمی و واقعی در پی داشته باشد. در ادبیات اقتصادی، در مورد نقش و اهمیت پول در رشد و توسعه اقتصادی و اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی بحث‌های بسیار زیادی صورت گرفته است که در آن‌ها به نوعی، نقش و اهمیت پول در اقتصاد، نمایان شده است. سیاست‌های پولی از جمله سیاست‌های طرف تقاضای اقتصاد کلان (شوک‌های کلان) هستند که باعث ایجاد نوسان‌هایی در تولید ناخالص ملی می‌شوند. شوک‌های کلان به‌صورت تغییرات غیرقابل انتظار متغیرهای مهم اقتصاد کلان همچون حجم پول، مخارج دولتی، نرخ ارز حقیقی موزون و درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت می‌باشند که تغییرات هر یک از این متغیرها باعث ایجاد نوسان‌هایی در متغیرهای عمده اقتصاد کلان نظیر تورم، رشد اقتصادی و بیکاری می‌شوند که همگی این متغیرها دارای حرکت‌های ادواری هستند.

روی هم رفته، تثبیت نوسان‌های اقتصادی و تداوم رشد اقتصادی مناسب از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی تمامی کشورها به شمار می‌آید به گونه‌ای که رشد مداوم اقتصادی و تثبیت نوسان‌های تولید و قیمت از ویژگی بارز اقتصادهای موفق می‌باشد (۵). برای رسیدن به رشد مستمر اقتصادی در یک کشور نیاز است که همه بخش‌های تولیدی و خدماتی کشور به صورت کارا فعالیت کنند، چرا که رشد اقتصادی یک کشور مستلزم رشد در بخش‌های مختلف آن کشور می‌باشد. بخش سلامت کشور نیز به عنوان یکی از بخش‌های اقتصاد می‌تواند منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه بهبود وضعیت رشد شود. در سالهای اخیر به نقش سیاست‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی از منظر تأثیر عوامل پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی نشده (شوک‌ها) و اثر نامتقارن در این سیاست‌ها، توجه زیادی شده است (۶). از آنجا که رشد اقتصادی یک کشور به دلیل رشد در بخش‌های مختلف آن می‌باشد لذا عوامل تأثیرگذار بر رشد می‌تواند بر رشد زیربخش‌های آن اقتصاد نیز تأثیر بگذارد. در این میان یکی از عواملی که می‌تواند موجب ایجاد نوسان در تولید کشور شود حجم پول می‌باشد.

در خصوص تأثیرگذاری شوک‌های پولی بر ارزش افزوده بخش سلامت و یا رشد بخش سلامت، مطالعه‌ای در داخل

صورت نگرفته، اما اثر شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی و رشد زیربخش‌های اقتصاد در مطالعات فراوانی مورد بررسی قرار گرفته است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود. Kandil در مطالعه خود نتیجه می‌گیرد که شوک‌های پولی تورم را افزایش می‌دهند (۷). Auer در خصوص اثرگذاری شوک سیاست پولی بیان می‌دارد که سیاست پولی، اثر معنادار اقتصادی و آماری بر جریان سرمایه‌گذاری خالص و ناخالص دارد (۸). صادقی و همکاران (۹)، عباسی نژاد و همکاران (۱۰)، صاحب‌هنر و همکاران (۱۱) و زمان‌زاده (۱۲) نشان دادند که شوک پولی در کوتاه مدت باعث افزایش تولید می‌شود، اما در بلند مدت باعث کاهش تولید می‌گردد. اما متفکر آزاد و همکاران (۱۳) اظهار کردند که اثرگذاری شوک‌ها بر تغییرات تولید، بستگی به مقدار شوک‌ها دارد و شوک‌ها یک اثر خاص بر تولید ندارند. کمیجانی و اسدی (۱۳) بیان کردند که شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی موثر نبوده‌اند. همچنین نقوی و همکاران (۱۴) به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی از طریق وارد کردن شوک پولی، سیاست مفیدی جهت رشد بخش کشاورزی ایران نیست.

با توجه به ادبیات موجود در خصوص تأثیرگذاری شوک‌های پولی بر ارزش افزوده زیربخش‌های اقتصادی و کل اقتصاد و عدم وجود مطالعه ای در بخش سلامت، مطالعه حاضر به دنبال تعیین میزان اثرگذاری شوک‌های دائمی و موقت پولی بر ارزش افزوده بخش سلامت انجام شد.

مواد روش‌ها

این مطالعه از نوع مطالعات آماری اقتصادسنجی با داده‌های سری زمانی اقتصادی بود. جامعه مورد بررسی در این مطالعه، بخش سلامت کشور ایران بود. با توجه به دسترسی به داده‌های ثانویه و برای کل کشور ، نیاز به تعیین حجم نمونه نبود و در مطالعه حاضر از داده‌های کلان اقتصادی در دسترس استفاده شد.

برای بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت پولی بر رشد اقتصادی بخش سلامت ایران، داده‌های مورد نیاز برای مطالعه حاضر شامل ارزش افزوده بخش سلامت و حجم پول در کشور ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۲ از وب‌سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌دست‌آمد.

در این پژوهش، از تکنیک Blanchard and Quah برای تجزیه شوک‌های پولی به شوک‌های موقت و دائمی استفاده شد (۱۶). در مطالعات فراوانی از روش Blanchard and Quah برای تفکیک شوک‌های وارد بر متغیرها به دو جزء دائمی و موقت استفاده شده است (۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰). در این روش متغیرها باید به‌گونه‌ای انتخاب شوند که هر دو یا حداقل یکی از آن‌ها نامانا باشند زیرا متغیرهای (I0) فاقد جزء دائمی هستند. اگر هر دو متغیر مانا باشند، نمی‌توان از این روش استفاده کرد. از این‌رو باید ابتدا مانایی متغیرها بررسی شود. برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده شد (۱۶). آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF, Adjusted Dickey-Fuller) بصورت زیر می‌باشد:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\rho - 1) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن Yt یک متغیر در دوره t است، Yt-1 وقفه اول متغیر Y، ΔYt-i تفاضل مرتبه iام و εt جزء اخلال با میانگین صفر و واریانس یک می‌باشد. فرض صفر (ρ=۱) عدم مانایی است و اگر فرض صفر رد شود، سری زمانی متغیر Y مانا می‌باشد. در صورت امکان استفاده از این روش، در نهایت هر دو متغیر به‌صورت مانا در مدل ظاهر می‌شوند.

با فرض عدم وجود جزء ثابت، میانگین متحرک دو متغیره (BMA: Bivariate Moving Average) و دنباله‌های حجم پول و ارزش افزوده بخش سلامت به‌صورت روابط زیر است (۲۱):

$$\begin{bmatrix} \Delta Ln(M_t) \\ Ln(VAH_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

که در رابطه فوق Ln(Mt) و Ln(VAHt) به‌ترتیب لگاریتم حجم پول (M) در اقتصاد و لگاریتم ارزش افزوده بخش سلامت (VAH) Value Added of Health و ε_{1t} و ε_{2t} جملات اختلال مستقل نوفه سفید هستند که واریانس هر دوی آن‌ها ثابت است و Cij(L) چند جمله‌ای‌هایی بر حسب عملگر وقفه L هستند. شوک‌ها به‌صورتی نرمال می‌شوند که

$Var(\varepsilon_1)=1$ و $Var(\varepsilon_2)=1$ باشد. اگر $\sum\varepsilon$ ماتریس واریانس اختلالات باشد، در این صورت (۲۱):

$$\sum\varepsilon=\begin{bmatrix}\text{var}(\varepsilon_1) & \text{cov}(\varepsilon_1,\varepsilon_2)\\ \text{cov}(\varepsilon_1,\varepsilon_2) & \text{var}(\varepsilon_2)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\end{bmatrix} \quad (۳)$$

بر خلاف روش Sims، Blanchard and Quah دنباله‌های $\{\varepsilon_{1t}\}$ و $\{\varepsilon_{2t}\}$ را مستقیما با دنباله‌های $\{M\}$ و $\{VAH\}$ مرتبط نمی‌کنند. در مقابل، آن‌ها دنباله‌های $\{M\}$ و $\{VAH\}$ را به‌عنوان متغیرهای درونزا در نظر می‌گیرند. دنباله‌های $\{\varepsilon_{1t}\}$ و $\{\varepsilon_{2t}\}$ نیز دارای همان خواصی هستند که یک متغیر برونزا طبق تئوری اقتصادی می‌بایست آن را داشته باشد. نکته مهم در تجزیه حجم پول به اجزای دائمی و موقت این است که شوک‌های ارزش افزوده بخش سلامت نباید تأثیر بلند مدت بر حجم پول در اقتصاد داشته باشد. به‌منظور شناسایی و براساس مبانی نظری مدل، فرض می‌شود که شوک ارزش افزوده بخش سلامت بر متغیر حجم پول تأثیر دائمی ندارد. در واقع این شوک‌های پولی هستند که منجر به تغییر در ارزش افزوده بخش سلامت می‌شوند. از این‌رو تأثیر کلی شوک ساختاری ارزش افزوده بخش سلامت بر دنباله حجم پول اقتصاد می‌بایست برابر صفر باشد. براین اساس، ضرایب معادله باید به گونه‌ای باشد که (۲۱):

$$\sum_{k=0}^{\infty}C_{12}(K)=0 \quad (۴)$$

با اعمال این قید و با استفاده از تجزیه چولسکی (Cholesky decomposition) مبتنی بر ماتریس واریانس-کوواریانس وزنی می‌توان مدل فوق را از الگوی VAR تقلیل یافته شناسایی نمود. شوک‌های اسمی و واقعی در اینجا قابل ملاحظه نیستند، از این رو این شوک‌ها از مدل VAR برآوردشده، استخراج می‌شوند. با فرض آنکه متغیرها مانا باشند الگوی VAR به‌صورت زیر است (۲۱):

(۵)

$$\begin{bmatrix}\Delta Ln(M_t)\\ Ln(VAH_t)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}A_{11}(L) & A_{12}(L)\\ A_{21}(L) & A_{22}(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta TFP_{t-1}\\ \Delta ECI_{t-1}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}e_{1t}\\ e_{21t}\end{bmatrix}$$

بر اساس مدل میانگین متحرک دو متغیره، خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو برابر با، $C_{11}(0)\varepsilon_{1t}+C_{12}(0)\varepsilon_{2t}$ است. از آنجا که هر دو رابطه خطای پیش‌بینی با هم برابر هستند، رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$e_{1t}=C_{11}(0)\varepsilon_{1t}+C_{12}(0)\varepsilon_{2t} \quad (۶)$$

به‌همین ترتیب، از آنجا که e_{2t} خطای پیش‌بینی یک دوره به جلوی y_t است، رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$e_{2t}=C_{21}(0)\varepsilon_{1t}+C_{22}(0)\varepsilon_{2t} \quad (۷)$$

با ترکیب دو معادله (۵) و (۶) الگوی زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{bmatrix}e_{1t}\\ e_{2t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}C_{11}(0) & C_{12}(0)\\ C_{21}(0) & C_{22}(0)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\end{bmatrix} \quad (۸)$$

اگر مقادیر $C_{11}(0)$، $C_{12}(0)$، $C_{21}(0)$ و $C_{22}(0)$، معلوم باشند، امکان استخراج ε_{1t} و ε_{2t} از پسماندهای رگرسیون، یعنی e1t و e2t وجود خواهد داشت. بلانچارد و کوا نشان دادند که رابطه بین معادله (۴) و مدل میانگین متحرک دو متغیره همراه با محدودیت بلند مدت (۳)، دقیقاً چهار قید را ایجاد می‌نمایند که بر اساس آن‌ها می‌توان ضرایب چهارگانه فوق را به‌دست‌آورد. با استفاده از پسماندهای مدل VAR می‌توان برآوردهایی از $\text{var}(e_1)=1$ و $\text{var}(e_2)=1$ و $\text{cov}(e_1,e_2)$ به‌دست آورد. چهار قید مذکور به‌صورت زیر خلاصه می‌شوند:

(۹) قید اول:

$$\text{var}(e_{1t})=\text{var}(e_1)=c_{11}^2(0)+c_{12}^2(0)$$

(۱۰) قید دوم:

$$\text{var}(e_{2t})=\text{var}(e_2)=c_{21}^2(0)+c_{22}^2(0)$$

(۱۱) قید سوم:

$$\text{cov}(e_1,e_2)=c_{11}(0)c_{21}(0)+c_{12}(0)c_{22}(0)$$

(۱۲) قید چهارم:

$$0=c_{11}(0)\{1-\sum a_{22}(k)\}+c_{21}(0)\sum a_{12}(k)$$

به همراه این چهار قید، چهار معادله وجود دارد که می‌توان با استفاده از آن مقادیر مجهول $c_{11}(0)$، $c_{12}(0)$، $c_{21}(0)$ و $c_{22}(0)$ را به‌دست آورد. در ادامه، کل جملات دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} با استفاده از روابط زیر قابل محاسبه‌اند:

$$e_{1t-i} = C_{11}(0)\varepsilon_{1t-i} + C_{12}(0)\varepsilon_{2t-i} \quad (۱۳)$$

$$e_{2t-i} = C_{21}(0)\varepsilon_{1t-i} + C_{22}(0)\varepsilon_{2t-i} \quad (۱۴)$$

همانند یک مدل VAR معمولی، با استفاده از دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} می‌توان به تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس پرداخت. اگر تمامی مقادیر دنباله $\{\varepsilon_{1t}\}$ مساوی صفر قرار داده شود، با استفاده از مقادیر به‌دست آمده برای سری ε_{2t} ، تغییرات دائمی در دنباله $\{Mt\}$ از رابطه زیر محاسبه می‌شود (۲۱).

$$\Delta Ln(M_t) = \sum_{k=0}^{\infty} C_{11}(K)\varepsilon_{2t-k} \quad (۱۵)$$

به منظور برآورد مدل فوق و انجام تحلیل‌های آماری مربوطه در این مطالعه از نرم‌افزار Eviews نسخه ۸ استفاده گردید.

نتایج

با توجه به سری زمانی بودن متغیرهای این پژوهش، در ابتدا باید مانایی و درجه هم‌انباشتگی متغیرها مورد بررسی قرار می گرفت. برای این منظور آزمون Dickey-Fuller تعمیم‌یافته استفاده شد. نتایج آزمون مانایی نشان داد که متغیر LVAH در سطح مانا و هم‌انباشته از مرتبه صفر I(0) است و متغیر LM با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شود و لذا هم‌انباشته از مرتبه یک I(1) است. همانطور که در قسمت قبل گفته شد، برای تفکیک اجزای دائمی و موقت، باید حداقل یکی از متغیرها نامانا باشد، اما هر دو متغیر باید به‌صورت مانا در مدل استفاده شوند. جهت بهره‌گیری از تکنیک بلانچارد-کوا برای تفکیک اثرات دائمی و موقت شوک‌های پولی بر ارزش افزوده بخش سلامت، ابتدا باید یک مدل VAR فرم کاهش یافته برآورد گردد. بدین منظور یک مدل VAR دومتغیره برآورد گردید سپس با وارد کردن قیدهای تکنیک Blanchard and Quah و استخراج ضرایب ساختاری، شوک‌های ساختاری استخراج گردید. قبل از استخراج شوک‌های ساختاری، ابتدا باید هم‌انباشتگیین متغیرها را بررسی نمود. در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی و بلندمدت نمی‌توان از مدل VAR ساختاری یا Structural VAR (SVAR) استفاده نمود. برای این منظور از آزمون Johansen-Jusalius و آماره حداکثر مقدار ویژه استفاده شد که نتایج این آزمون در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون یوهانسن-جوسیلیوس براساس آماره حداکثر مقدار ویژه

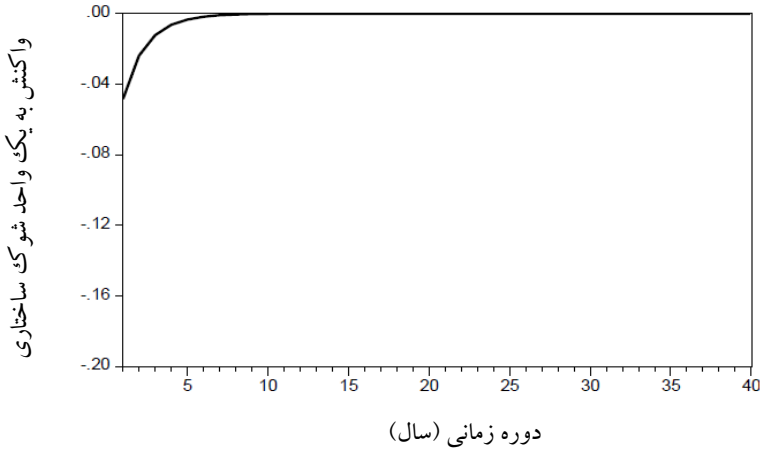
آزمون فرض صفر	مقدار ویژه Eigenvalue	آماره حداکثر مقدار ویژه Max-Eigen	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪	سطح احتمال
عدم رابطه بلند مدت	۰/۲۸۳۲۶	۱۱/۹۸۹۵	۱۴/۲۶۴۶	۰/۱۱۱۰
حداقل یک رابطه*	۰/۲۲۰۰۵	۸/۹۴۶۹	۳/۸۴۱۵	۰/۰۰۲۸

با توجه به جدول ۱ و خروجی نرم افزار Eviews فرض صفر عدم وجود رابطه بلند مدت بین دو متغیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود ندارد و می‌توان از مدل SVAR و قیود بلانچارد-کوا جهت استخراج شوک‌های ساختاری استفاده نمود. به این منظور باید قیود کوتاه مدت و بلندمدت را جهت شناسایی ضرایب مدل ساختاری به مدل VAR معمولی (فرم کاهش یافته، reduced form) وارد کرد. پس از اعمال قیود، ضرایب ساختاری بلندمدت حاصل از مدل VAR حاصل‌شده که در جدول ۲ ارائه شده است.

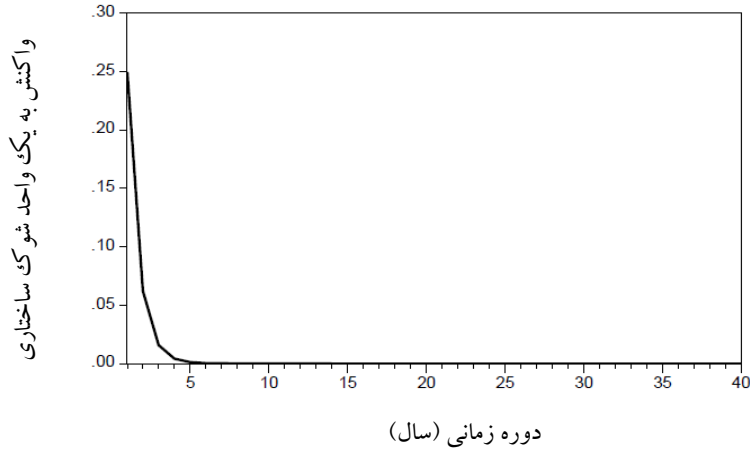
در روابط جدول ۲ فرض‌شده دو نوع شوک در اقتصاد وجود دارد. نوع اول شوک‌های موقتی بوده که هیچ اثر بلندمدتی بر رشد بخش سلامت و رشد حجم پول ندارند و نوع دوم شوک‌های دائمی بوده که اثر بلندمدت بر رشد بخش سلامت دارد. در تجزیه حجم پول (عرضه پول) به اجزای دائمی و موقت، شوک موقت پولی نباید تأثیر بلند مدت بر ارزش افزوده بخش سلامت داشته باشد. نمودار (۱) و (۲) تفکیک اثر شوک‌های دائمی و موقت پولی را بر ارزش افزوده بخش سلامت نشان می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه خروجی نرم افزار Eviews حاصل از برآورد مدل VAR ساختاری برای تفکیک شوک‌های دائمی و موقت پولی

مدل VAR ساختاری شناسایی شده (just-identified)				
مدل: Ae = Bu که در این معادله E[uu']=I				
نوع قید: فرم بلندمدت				
الگوی واکنش بلندمدت				
	۰	C(1)		
	C(3)	C(2)		
		ضرایب	آماره Z	انحراف معیار	P-Value
C(1)		۰/۱۱۶	۸/۶۰۲	۰/۰۱۳	۰/۰۰
C(2)		-۰/۰۹۸	-۱/۷۵۰	۰/۰۵۶	۰/۰۸۰
C(3)		۰/۳۳۳	۸/۶۰۲	۰/۰۳۸	۰/۰۰
برآورد ماتریس A					
	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰			
	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰			
برآورد ماتریس B					
	۰/۰۰۳۶۳۲	۰/۰۵۴۴۲۱			
	۰/۲۴۹۵۶۰	-۰/۰۴۸۴۴۸			



نمودار ۱. واکنش ارزش افزوده بخش سلامت به شوک‌های موقت



نمودار ۲. واکنش ارزش افزوده بخش سلامت به شوک‌های دائمی

با توجه به نمودار ۱، شوک موقت پولی تأثیر چندانی بر ارزش افزوده بخش سلامت نداشته است. به‌طوری که با وارد شدن یک واحد شوک موقت پولی (یک واحد تغییر در انحراف معیار)، پس از یک دوره تنها ۰/۰۵ واحد ارزش افزوده بخش سلامت تغییر کرد. سپس با یک شیب ملایم این تأثیرگذاری اندک هم کاهش می‌یابد به‌طوری که در دوره پنجم به روند تعادلی سابق خود باز می‌گردد و لذا اثر این شوک، پس از ۵ دوره بطور کامل تعدیل می‌شود. البته از ابتدا این شوک تأثیر چندانی نداشت. نکته قابل توجه اینکه اثر این شوک منفی بوده است. یعنی نه تنها منجر به بهبود رشد بخش سلامت نشده، بلکه منجر به کاهش آن نیز شده است. بنابراین شوک‌های موقت پولی تأثیری بر رشد بلندمدت بخش سلامت نداشته است. البته انتظار هم بر این است که به‌طورکلی شوک‌های پولی تأثیر بلندمدت نداشته باشند.

با توجه به نمودار۲، تأثیر شوک‌های دائمی پولی بر رشد بخش سلامت قابل توجه است، به‌طوری‌که پس از یک دوره از وقوع شوک پولی، ارزش افزوده سلامت ۰/۲۵ واحد افزایش داشته است، اما تأثیر این شوک نیز در مدت بسیار کوتاهی تعدیل می‌شود. با توجه به نمودار۲، با وقوع شوک دائمی و افزایش ۰/۲۵ واحدی ارزش افزوده بخش سلامت در دوره اول، روند تعدیل با یک شیب نسبتاً تندی آغازشده و پس از ۵ دوره تعدیل کامل انجام می‌شود و از این دوره به بعد به روند تعادل بلند مدت خود باز می‌گردد. با توجه به هر دو نمودار، میزان تأثیرگذاری شوک‌های پولی نهایتاً ۵ سال است. این نشان می‌دهد که رشد حجم پول تأثیرات کوتاه مدت بر رشد ارزش افزوده بخش سلامت دارد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳. درصد شوک‌ها در واریانس ارزش افزوده بخش سلامت

دوره	شوک موقت	شوک دائمی
۱	۳/۶۳۲	۹۶/۳۶۸
۲	۴/۲۲۳	۹۵/۷۷۷
۳	۴/۴۱۳	۹۵/۵۸۷
۴	۴/۴۶۸	۹۵/۵۳۲
۵	۴/۴۸۳	۹۵/۵۱۷
۶	۴/۴۸۷	۹۵/۵۱۳
۷	۴/۴۸۹	۹۵/۵۱۱
۸	۴/۴۸۹	۹۵/۵۱۱
۹	۴/۴۸۹	۹۵/۵۱۱
۱۰	۴/۴۸۹	۹۵/۵۱۱

جدول۳ نشان می‌دهد که عامل اصلی نوسانات ارزش افزوده بخش سلامت، شوک‌های دائمی پولی هستند. در دوره اول ۹۶/۴ درصد از تغییرات ارزش افزوده بخش سلامت را شوک‌های دائمی پولی و ۳/۶ درصد را شوک‌های موقت پولی توضیح می‌دهند. در دوره دهم نیز ۹۵/۵ درصد از تغییرات ارزش افزوده بخش سلامت را شوک‌های دائمی و ۴/۵ درصد را شوک‌های موقت توضیح می‌دهند. بنابراین شوک‌های دائمی پولی، بیشترین تأثیر را بر ارزش افزوده بخش سلامت دارند، اما حتی این نوع شوک پولی هم نهایتاً تا ۵ سال تأثیرگذار بوده و تأثیر بلندمدت بر روند ارزش افزوده بخش سلامت ندارد و یا به بیان دیگر نمی‌تواند منجر به رشد حقیقی و دائمی بخش سلامت شود.

بحث

در خصوص اثرگذاری شوک‌های پولی بر تولید، رشد و ارزش افزوده سایر بخش‌های اقتصادی نظیر صنعت و کشاورزی

مطالعاتی انجام پذیرفته که نشان‌دهنده اثرگذاری این نوع شوک‌ها خصوصاً در کوتاه مدت است. مطالعاتی نظیر صادقی و همکاران (۹)، عباسی نژاد و همکاران (۱۰)، صاحب هنر و همکاران (۱۱)، زمان‌زاده (۱۲) این موضوع را تأیید می‌کند. اقتصاددانان کلاسیک، بر این باورند که سیاست‌های پولی و مالی تنها در کوتاه‌مدت بر سطح تولید مؤثرند و در بلندمدت قادر به تحت تأثیر قرار دادن تولید، اشتغال و بیکاری به عنوان مهم‌ترین متغیرهای حقیقی نیستند و صرفاً بر روی قیمت‌ها، دستمزدها و نرخ بهره تأثیر می‌گذارند. پس به‌کارگیری سیاست‌های فعال اقتصادی برای تثبیت اقتصاد و برای تحت تأثیر قرار دادن سطح تولید و اشتغال در جهت مورد نظر سیاست‌گذاران، غیر ضروری و بی فایده است (۲۳).

در الگوی ایستا یا کوتاه‌مدت کینزی، استدلال می‌شود که سیاست‌های مالی و پولی بر تولید تأثیر می‌گذارند و رابطه بین آن‌ها مثبت است. نئوکلاسیک‌ها (Neoclassic) با طرح فرضیه انتظارات تطبیقی، تأثیر کوتاه‌مدت سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی را در شرایط پیش بینی نشده، مثبت تفسیر می‌کنند. اما نیوکلاسیک‌ها (New classic) با استفاده از فرضیه انتظارات عقلایی بر این باورند که تکانه‌های سیاستی یا پیش بینی نشده به‌طور متوسط، حول مقدار صفر و به صورت نرمال توزیع می‌شوند. در این دیدگاه، بازارها در واکنش به سیاست‌های تقاضا در کوتاه‌مدت بی درنگ تسویه می‌شوند و اثر سیاست بر تولید حقیقی را خنثی می‌سازند. از این رو، اثر کوتاه مدت این سیاست‌ها بر متغیرهای حقیقی اقتصاد خنثی است (۲۴). همانطور که بیان شد، در خصوص اثر شوک‌ها بر متغیرهای اقتصادی از جمله ارزش افزوده بخش‌ها نظرات مختلفی وجود دارد. نتایج مطالعه حاضر نشان داد، شوک‌های موقت پولی اثر چندانی بر ارزش افزوده بخش سلامت ندارند، اما تأثیر شوک‌های دائمی پولی بر رشد بخش سلامت قابل توجه است. اگرچه همین شوک‌های دائمی نیز ،که بیشترین تأثیر را دارند، اثرگذاری موقت بر رشد بخش سلامت دارند. یعنی اگر هدف دولت رشد بخش سلامت باشد، ابتدا با یک شوک پولی می‌تواند رشد این بخش را تحریک کند، اما اگر بخواهد این رشد دائمی و پایدار باشد، باید علاوه بر این سیاست موقت، به متغیرهای تأثیرگذار دائمی بر بخش سلامت توجه کند. متغیرهایی نظیر، رشد دانش و فناوری در پزشکی، افزایش بودجه‌های تحقیقاتی، افزایش ظرفیت پذیرش بیمار (تعداد تخت) و پدیده‌های جدید اقتصادی نظیر گردشگری سلامت می‌توانند رشد دائمی برای بخش سلامت به ارمغان بیاورند (۲۵، ۲۶).

نتایج بدست آمده از مدل SVAR جهت بررسی تأثیر کل شوکهای پولی و اثرات دائمی و موقت آن بر رشد بخش سلامت، نشان داد که بین شوک‌های پولی و رشد بخش سلامت ایران ارتباط معناداری وجود دارد. شوک‌های موقت پولی تأثیر قابل توجهی بر رشد بخش سلامت ندارند، اما شوک‌های دائمی پولی بیشترین تأثیر را داشته‌اند. به‌طوری‌که بیش از ۹۵ درصد تغییرات رشد بخش سلامت مربوط به شوک‌های دائمی است. البته به‌طور کلی شوک‌های پولی بیشتر اثر کوتاه‌مدت و گذرا دارند، همانطور که بحث شد، حتی شوک‌های دائمی پولی هم نهایتاً تأثیر ۵ ساله بر ارزش افزوده سلامت دارند و پس از آن ارزش افزوده بخش سلامت، ضمن تعدیل، به روند تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردد. این بدان علت است که با رشد نقدینگی و تزریق پول در جامعه، در ابتدا تقاضای کل اقتصاد افزایش می‌یابد و به تبع تقاضا برای خدمات پزشکی نیز افزایش می‌یابد و این افزایش تقاضا منجر به رشد بخش سلامت می‌شود، اما با اعمال شوک پولی، در بلندمدت، اقتصاد دچار پدیده تورم می‌شود. پدیده تورم شدید نیز خود می‌تواند ضد رشد باشد.

با توجه به اینکه، یکی از مسائل اساسی اقتصادی ایران، به ویژه در سالهای پس از انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی افزایش حجم نقدینگی می‌باشد و با توجه به نتایج مطالعه حاضر و سایر مطالعات، در بلندمدت تأثیر سیاست‌های پولی بر رشد تولید، بسیار کمتر از تأثیر آن بر رشد قیمت‌هاست، بنابراین افزایش نقدینگی در اقتصاد ایران، عامل مهم ایجاد تورم بوده است (۲۷). از این روست که علیرغم تأثیر مثبت شوک‌های پولی بر ارزش افزوده بخش سلامت در کوتاه مدت، در بلند مدت اثرات تورمی رشد نقدینگی منجر به رشد اقتصادی به صورت اسمی‌شده، اما بر رشد حقیقی اقتصاد و به تبع رشد

حقیقی بخش سلامت تأثیر چندانی ندارد. باید توجه نمود، سیاست پولی، بخشی از سیاست اقتصادی کشور است.

از محدودیت‌های این تحقیق می‌توان به انتخاب دوره مطالعاتی اشاره نمود. با توجه به عدم وجود داده‌های جدیدتر در منابع آماری کشور و از جمله بانک مرکزی، در این مطالعه، دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۲ انتخاب گردید. البته با توجه به اینکه ساختار اقتصاد ایران در سال‌های اخیر ادامه روند قبلی است و همچنان رشد حجم پول وجود دارد و اقتصاد از شوک‌های پولی تأثیر می‌پذیرد، نتایج این مطالعه به ۵ سال اخیر نیز قابل تعمیم است و ساختار اقتصاد ایران دچار تغییر چندانی نشده است. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده در زمینه اثرگذاری وضعیت کلان اقتصادی ایران بر رشد بخش سلامت، موضوعات جدید و مبتلابه، نظیر اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر رشد بخش سلامت مورد بررسی قرار گیرد.

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که بین شوک‌های پولی و رشد بخش سلامت ایران ارتباط معنی‌داری وجود دارد. اگرچه شوک‌های موقت پولی تأثیر قابل توجهی بر رشد بخش سلامت ندارند، اما شوک‌های دائمی پولی بیشترین تأثیر را داشته‌اند. با توجه به این نتایج، جهت سیاست‌گذاری درست توصیه می‌شود که اگرچه دولت در ابتدا برای تحریک رشد بخش سلامت می‌تواند از سیاست‌های پولی استفاده کند، اما در بلندمدت برای حفظ رشد پایدار بخش سلامت، باید ضمن کنترل تورم و حجم پول، به متغیرهای تأثیرگذاری که منجر به رشد دائمی بخش سلامت می‌شوند، توجه جدی کنند.

تقدیر و تشکر

نویسندگان لازم می‌دانند از همه عزیزانی که ما را در انجام این پژوهش یاری نموده‌اند، تشکر و قدردانی نمایند. همچنین تشکر خود را از سازمان‌ها و نهادهایی که داده‌های مورد نیاز این مطالعه را در اختیار ما گذاشتند، اعلام می‌دارند.

تعارض منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌نمایند که تضاد منافعی در این تحقیق وجود ندارد.

References

1. Ebrahimi Kordlar A, Mashayekhi B, Ziviyar F. Information content of value added data: an empirical evidence from Iran. Iranian Accounting and Auditing Review. 2007; 13(4):44-69. [In Persian]
2. Jafari Samimi A, Farhang S, Rostamzadeh M, Mohammadzadeh M. Impact of financial development and trade liberalization on economic growth in Iran. The Economic Research. 2010; 9(4):1-21. [In Persian]
3. Ahmadi AM, Ghaffari HM, Emadi SJ. Relationship between Macroeconomic Variables. Social Welfare. 2011; 10(39):7-32 [In Persian]
4. Behboodi D, Bastan, F, Feshari M. The relationship between per capita health expenditure and per capita GDP (A case study of low and middle income countries). Economic Modeling. 2011; 5(15):81-96. [In Persian]
5. Mirzaei H, Naghavi S, Merabi Boshrabadi H, Jalaee Esfandabadi AM. The effect of monetary shocks on growth of agricultural sector in Iran. Journal of Agricultural Economics Researches. 2009; 1(3):123-146. [In Persian]
6. Farazmand H, Afghah M, Aghajeri JA. Study on the effect of long term fiscal-monetary shocks on the economic growth of Iran. Journal of Quantitative Economics. 2010; 7(3):95-114. doi: 10.22055/jqe.2010.10646. [In Persian]
7. Kandil M. On the effects of monetary policy shocks in developing countries. Borsa Istanbul Review. 2014; 14(2):104-118. doi: 10.1016/j.bir.2014.04.001.
8. Auer S. Monetary policy shocks and foreign investment income: evidence from a large Bayesian VAR. Journal of International Money and Finance. 2019; 93: 142-166. doi: 10.1016/j.jimonfin.2018.12.013.
9. Sadeghih H, Shahab Lavasani K, Baghjari M. The effects of energy price adjustment on macroeconomic variables: Structural vector auto regressive approach. Journal of Economic Modeling Research. 2010; 1(1):49-76. [In Persian]
10. Abbasinejad H, Gudarzi Farahani Y Moshtaridoust S. Dose asymmetric of monetary policy have a real effects on economic? Journal of Economic Development Research. 2012; 2(5):69-94. [In Persian]
11. Sahebhonar H, Cheshomi A, Falahi M. The effects of monetary shocks on Iran economic sectors. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research. 2013; 3(11):56-41. [In Persian]

12. Zamanzadeh H. Modelling oil and monetary shocks in the Iranian economy: The VECMX approach. Journal of Monetary & Banking Research. 2011; 4(9):91-116. [In Persian]

13. MotafakkerAzad MA, Mani'ee O, Ghafarnejad Mehraban A. Intelligent modeling of asymmetric effects of monetary shocks on output in Iran (Neural Network Application). Journal of Economic Modeling Research. 2011; 1(4):83-102. [In Persian]

14. Komijani A, Asadi Mehmandosti, E. Measuring the effect of oil and monetary shocks on the economic growth of Iran. Journal of Economic Research. 2010; 45(3):239-262. [In Persian]

15. Naghavi S, Mirzaei H, Jalaee Esfandabadi AM Merabi Boshrabadi H. Estimation how the impact of monetary shocks on the growth of agricultural sector in Iran. Journal of Agricultural Economics and Development. 2011; 25(2):181-191. doi: 10.22067/jead2.v1390i2.9708. [In Persian]

16. Baniasadi M, Mohseni R. The effect of temporary and permanent shocks of productivity on intensity of energy consumption in Iran (Application of Blanchard-Quah method). Iranian Energy Economics. 2014; 3(10):41-65. [In Persian]

17. Mohammadi T, Akbarifard H. The effects of productivity shocks on economic growth in Iran. Iranian Journal of Economic Research. 2008; 10(35):177-204. [In Persian]

18. Akbarifard H, Koushesh MS. Trade balance and income shocks: experience of Iran. Journal of Quantitative Economics. 2009; 6(3):128-146. doi: 10.22055/jqe.2009.10702. [In Persian]

19. Veselkoa M, Horvath J. Trade balance and income shocks: experience of transition economies. Transit Stud Rev. 2008; 15:241-249. doi: 10.1007/s11300-008-0001-x.

20. Lee J, Chinn MD. Current account and real exchange rate dynamics in the G7 countries. Journal of International Money and Finance. 2006; 25(2):257-274. doi: 10.1016/j.jimonfin.2005.11.002.

21. Hoffmann M. The relative dynamics of investment and the current account in the G7-economies. The Economic Journal. 2001; 111(471):148-163. doi: 10.1111/1468-0297.00625.

22. Enders W. Applied econometric time series. Translated by Sadeghi M, Shavvalpour S. Vol. 2., 2 th ed. Tehran: Imam Sadegh University; 2010. [In Persian]

23. Rahmani T. Macroeconomics. Tehran: Baradaran; 2011. [In Persian]

24. Farazmand H, Afghah M, Aghajeri J. A study on the effect of long term fiscal-monetary shocks on the economic growth of Iran. Journal of Quantitative Economics. 2010; 7(3):95-114. doi: 10.22055/jqe.2010.10646. [In Persian]

25. Yaghoubi S, Goudarzi R, Baniasadi M, Eslamiyan M, Fakhrzad N, Barouni M. Estimation of the production function of Ahvaz university of medical sciences hospitals during 2006-2014. Payavard. 2017; 11(2):211-219. [In Persian]

26. Thornton JA, Beilfuss SN. New evidence on factors affecting the level and growth of US health care spending. Applied Economics Letters. 2016; 23(1):15-18. doi: 10.1080/13504851.2015.1044644.

27. Mehrara M, Ghobadzadeh R. The determinants of inflation in Iran based on: bayesian model averaging (BA) and weighted-average least squares (WALS). Journal of Planning and Budgeting. 2016; 21(1):57-82. [In Persian]