مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۷

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۲۳۲۲-۴۷۲X

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۲ || شمارهٔ ۴۷ || پاییز ۱۴۰۲ ||

◀ برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز جهت تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی مبتنی‌بر جدول داده ستاندهٔ پویای ملّی ۹-۳۶
نعمت‌الله اکبری، مریم امینی

◀ بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت در ایران: رویکرد رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه ۳۷-۷۲
مهرانه شمشیربندی، محمد دالمن‌پور، فرید عسکری

◀ رابطهٔ اقتصاد غیررسمی و سرعت گردش پول در ایران ۷۳-۹۹
ملیحه آشنا

◀ تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران ۱۰۱-۱۳۲
محمدحسین شررخواه‌الانق، علی رضازاده، شهاب جهانگیری

◀ اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: شواهدی از استان‌های ایران ۱۳۳-۱۵۸
مهدی فتح‌آبادی، مسعود صوفی‌مجیدپور

◀ تورم و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه: رویکرد پانل آستانه ۱۵۹-۱۷۹
لیلا محمدصادقی، هانیه صداقت‌کالمرزی، یونس نادمی

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

– مقاله تایپ شده با قلم B Mitra ۱۳ برنامه Word ۲۰۱۰ و مطابق با معیارهای مندرج در این راهنما ارسال شود.

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

- مقدمه: شامل تعریف موضوع طرح مسأله و بیان اهداف.
- بررسی پیشینه: موضوع و چارچوب نظری و طرح پرسش‌ها/ یا فرضیات تحقیق.
- روش‌شناسی تحقیق: روش تحقیق متغیرهای مورد بررسی و فنون گردآوری و تحلیل داده‌ها.
- ارائه یافته‌ها، تجزیه و تحلیل و تفسیر آن‌ها.
- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری.
- یادداشت‌ها و پیوست‌ها (در صورت لزوم).
- فهرست منابع فارسی و انگلیسی به روشAPA.
- خلاصه‌ای از سوابق و علایق آموزشی و پژوهشی نویسنده/ نام دانشگاه یا مؤسسه وابسته/ نشانی الکترونیکی.
- چکیدهٔ انگلیسی همراه با کلیدواژه‌ها در پایان مقاله.

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

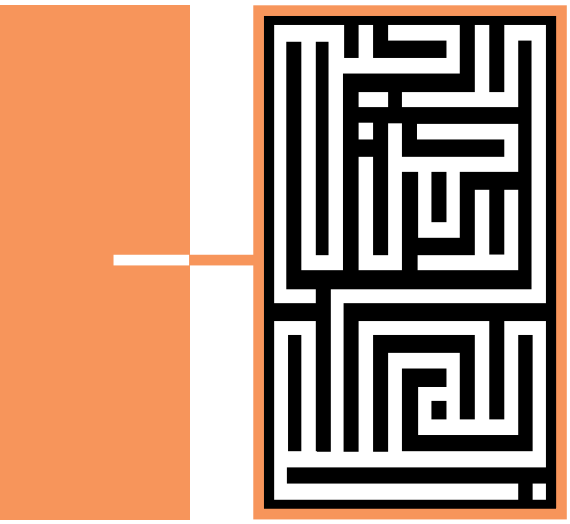
– ارجاع در متن مقاله

پس از مطلب اقتباس شده، مستقیم یا غیرمستقیم: (نام خانوادگی صاحب اثر، سال انتشار: شمارهٔ صفحه یا صفحات).

در صورتی‌که اثر مورد استفاده به زبان فارسی ترجمه شده باشد، تاریخ انتشار اثر ترجمه شده و در غیر این‌صورت تاریخ انتشار متن به زبان اصلی ذکر شود.

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

فهرست منابع مورد استفاده در پایان مقاله به ترتیب الفبایی حرف اول نام خانوادگی نویسنده یا صاحب اثر به شرح زیر تنظیم گردد.



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
معاونت پژوهش و فناوری
کمیسیون نشریات علمی

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

با صاحب امتیازی دانشگاه بوعلی سینا بر اساس آیین‌نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۳۹۹، موفق به کسب رتبه الف شده است.

بی تردید تلاش دست‌اندرکاران آن نشریه سهم بسزایی در گسترش مرزهای دانش و ارتقای کیفی و کمی جایگاه علمی کشور خواهد داشت.

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

محسن شریفی
مدیرکل دفتر سیاستگذاری و برنامه ریزی امور پژوهشی و دبیر کمیسیون نشریات علمی

مدیریت پژوهش و فناوری ایران
سامانه یکپارچه مدیریت اطلاعات پژوهشی و فناوری
MAPFA.MSRT.IR

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

نشریه دارای درجهٔ علمی از کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری براساس رأی جلسهٔ مورخ ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ به شماره ۲۷۱۰۱۶/ ۲ به فصلنامه علمی پژوهشی است.

رتبهٔ علمی نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**

ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1 - 0.859**

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۲، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1**

صاحب امتیاز: **دانشگاه بوعلی‌سینا**
با همکاری: **انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای**
مدیر مسئول: **سعید عیسی‌زاده**
سردبیر: **محمدحسن فطرس**
مدیر اجرایی: **اسماعیل ترکمنی**
مدیر داخلی و کارشناس: **خلیل‌الله بیک‌محمدی**
ویراستار انگلیسی: **آذر سرمدی‌جو**
طراح لوگو: **حمیدرضا چتربحر**

هیأت تحریریه (به‌ترتیب حروف الفبا)
محسن بهمنی‌اسکویی (استاد گروه اقتصاددانشگاه ویسکانسین آمریکا)
محمد هاشم پسران (استاد گروه اقتصاددانشگاه کمبریج انگلستان)
محمدرضا فرزانگان (استاد گروه اقتصاد دانشگاه فیلیپس ماربورگ آلمان)
امیر کیا (استاد گروه اقتصاددانشگاه یوتای آمریکا)
اسفندیار معصومی (استاد گروه اقتصاد کالج اموری، آمریکا)
عبدالکریم ذولکفلی (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه ملی مالزی)
سید عزیز آرمن (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران)
مصیب پهلوانی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
سعید راسخی (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران)
محمد علیزاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران)
سعید عیسی‌زاده (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
علی حسین صمدی (دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران)
محمدحسن فطرس (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
محمد قربانی (استادگروه اقتصاد کشاورزي، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)
محمدرضا لطفعلی پور (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)
محمدعلی متفکرآزاد (استاد گروه توسعه اقتصادی، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران)
نادر مهرگان (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران)
محمود هوشمند (استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران)

پست الکترونیکی نشریه: Email: aesi@basu.ac.ir
وب‌سایت: https://aes.basu.ac.ir/
آدرس نشریه: همدان، چهارباغ شهید احمدی روشن، دانشگاه بوعلی‌سینا، ساختمان مرکزی، معاونت پژوهشی، دفتر نشریات علمی دانشگاه.
تلفن: ۰۸۱-۳۸۳۸۱۱۹۲

حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

فهرست مقالات

برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز جهت تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی مبتنی‌بر جدول داده ستاندهٔ پویای ملّی ۹-۳۶
نعمت‌الله اکبری، مریم امینی

بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت در ایران: رویکرد رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه ۳۷-۷۲
مهرانه شمشیربندی، محمد دالمن‌پور، فرید عسکری

رابطهٔ اقتصاد غیررسمی و سرعت گردش پول در ایران ۷۳-۹۹
ملیحه آشنا

تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران ۱۰۱-۱۳۲
محمدحسین شررخواه‌الانق، علی رضازاده، شهاب جهانگیری

اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: شواهدی از استان‌های ایران ۱۳۳-۱۵۸
مهدی فتح‌آبادی، مسعود صوفی‌مجیدپور

تورم و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه: رویکرد پانل آستانه ۱۵۹-۱۷۹
لیلا محمدصادقی، هانیه صداقت‌کالمرزی، یونس نادمی

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

داوران ایـــن شـــماره

حمید آسایش	استادیار دانشگاه آیت‌الله بروجردی
محسن ابراهیمی	دانشیار دانشگاه بوعلی‌سینا
مریم اصغری	دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی
یونس تیموری	استادیار برنامه و بودجه
آزاد خانزادی	استادیار دانشگاه رازی
موسی خوشکلام‌خسروشاهی	استادیار دانشگاه الزهراء (س)
کاوه درخشانی درآبی	استادیار دانشگاه اراک
حسن دلیری	استادیار دانشگاه گلستان
هیوا رحیمی‌نیا	مدرس دانشگاه پیام‌نور تهران
رضا روشن	دانشیار دانشگاه خلیج فارس بوشهر
شهریار زروکی	دانشیار دانشگاه مازندران
زهرا کریمی‌تکانلو	دانشیار دانشگاه تبریز
حبیب مروت	دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی
امیرحسین منتظرحجت	استادیار دانشگاه شهید چمران اهواز
صلاح‌الدین منوچهری	دکتری دانشگاه بوعلی‌سینا
رزیتا مویدفر	استاد دانشگاه اصفهان
پریسا مهاجری	دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی
محمدحسین مهدوی‌عادلی	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
یونس نادمی	استادیار دانشگاه آیت‌الله بروجردی

Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Estimating the Investment Required to Achieve the Goals of the Sixth Economic Development Program Based on the National Dynamic Input-Output Table

Akbari, N.[1], Amini, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27447.3558
Received: 2023.01.30; Accepted: 2023.06.14
Pp: 9-36

Abstract

The problem of the current research is the estimation of the matrix of national inter-sector capital coefficients. This matrix is an important parameter of the economic structure and the main axis of dynamic input-output tables and a very efficient way for economic forecasting. The purpose of this article is to estimate the investment required to achieve the goals of the sixth five-year plan of economic development with the help of the matrix of national capital coefficients. For this purpose, an effort is made to solve the problem of not aligning the dynamic input-output table, which has been neglected in other researchers conducted in the country, and the results in two cases of the proposed approach of this article with other methods used in other researchers conducted in the country for 2015 to be compared. The statistical population in this research is the entire economy of Iran and economic sectors are considered, according to the Central Bank's capital balance information, including agriculture, oil and gas, mining, industry, water and electricity and gas, construction, transportation, communications, Real estate and other services. The results show that the linear normalization of the initial capital matrix reduces the capital coefficients, and the required investment for most sectors will be estimated higher than in the case of no normalization.

Keywords: Input-Output Model, Dynamic Analysis, Capital.
JEL Classification: C67, C61, E22.

1. Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran
2. PhD student Urban and Regional Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran (Corresponding Author).
Email: ma.amini@ase.ui.ac.ir

Citations: Akbari, N. & Amini, M., (2023). "Estimating the Investment Required to Achieve the Goals of the Sixth Economic Development Program Based on the National Dynamic Input-Output Table". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(47): 9-36. doi: 10.22084/aes.2023.27447.3558
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5156.html?lang=en

1. Introduction

The problem of the present research is the result of not paying attention to the national dynamic input-output and the applications of the matrix of inter-sector capital coefficients. The matrix of capital coefficients shows the capital exchanges between the capital-demanding and capital-supplying sectors. This matrix is used in predicting important economic variables and in some economic growth patterns and it is also considered as an efficient tool for economic planning. On the other hand, this matrix is also used to predict the fixed capital required to achieve a certain level of product. Many researchers conducted in Iran have focused on the national static data collection approach. The main reason why researchers do not pay attention to the dynamic approach is the absence of the national capital matrix and the absence of the inventory matrix of some economic sectors. Of course, people such as Banoui (2005), Bezazan (2002), Asiai (2010) and Nouri (2010) have paid attention to the applications of national dynamic input-output tables and capital coefficients matrix with statistical considerations. In general, the following goals have been considered in this category of research:

- Determining the national capital matrix
- Checking the maximum growth rate for all economic sectors and checking balanced and unbalanced growth
- Investigating the amount of investment required to achieve the target economic growth
- Examining structural changes or technological changes in the form of investigating investment and its effect on sector production (Nouri, 2013: 30-32).

In the current research, an attempt has been made to extract the dynamic input-output table (2015) from the static input-output table (2015) by estimating the national capital matrix with the help of available data. It has also been tried to solve one of the inadequacies in the estimation of the capital matrix in Nouri's thesis (2013). In this case, the problem of non-matching of the capital matrix column sums with the capital formation column of the static output will disappear and the table will be balanced without the need for residuals. Finally, by going through the above steps with the help of the matrix of calculated capital ratios, the amount of investment required to achieve the goals of the sixth economic development program will be estimated with the help of the GBX matrix for 2015 and the results will be compared in normalized and non-normalized states. . Matrix G indicates the target economic growth rate in the economic development plan, matrix B indicates the matrix of estimated capital coefficients and matrix X also indicates the expected output of the sector in the sixth economic development plan. Therefore, with the help of the estimated matrix, the amount of investment realized for each year will be determined and it will be possible to check the economic growth. According to the applications of dynamic input-output, the current research seeks to answer the following questions:

- What is the matrix of capital ratios? What effect has line normalization had on the amount of capital ratios in 2015?
- What was the amount of investment needed to realize the growth emphasized in the sixth development plan for economic sectors in two normalized and non-normalized states in 2015?
- In which of the economic sectors has there been a need for more investment? How is the comparison of normalized and non-normalized results for the year 2015?

2. Materials and Methods

To estimate the investment required to achieve the goals of the sixth development plan, it is necessary to estimate the national capital matrix. For this purpose, the data of the net capital balance of 2015, the two departments supplying machinery and equipment, the building reported by the Central Bank of the Islamic Republic of Iran have been used. These data have been used to estimate the fixed capital matrix. The 10 economic sectors in this report include agriculture, oil and gas, mining, industry, water and electricity and gas, construction, transportation, communication, real estate, and other services; which are numbered from 1 to 10. On the other hand, the inventory information of the two sectors of industry and agriculture, Iran Statistics Center for the year 2015 has been used. To distribute the inventory of the two sectors of industry and agriculture, the normalization of the technology coefficients column of the table of static input-output is used. To extract the inventory value of the warehouse at the beginning and end of the year of the industrial sector, the statistical results of the industrial workshops of ten workers and more will be used. This amount includes manufactured goods, goods that are sold unchanged, goods in process and primary raw materials. The statistical information of the stock of the agricultural sector is also extracted from the data of the Iranian Statistics Center. The inventory unit of the agricultural sector is tons, which must be written in terms of monetary units, to be compatible with other elements and divisions of the matrix of technical coefficients. Therefore, the amount of inventory of this department will be multiplied by their corresponding prices in the price index of consumer goods. The information of this section is also extracted from the central bank. Finally, by merging the two matrixes of inventory and fixed capital, the initial integrated matrix is estimated; this matrix is considered a symbol of the initial capital formation matrix. The estimated integration matrix was normalized by row and the matrix of capital formation coefficients was estimated, and then the matrix of capital formation coefficients was multiplied by the value of capital formation of the data part of the national statistics (2015). After estimating the national capital matrix, the estimation of net final demand from capital formation and inventory is done. In the next step, matrix G will be extracted as a diagonal matrix from the information of the sixth five-year law of development (1396-1400). According to the report of the law of the sixth development plan, the growth rates of ten sectors of agriculture, oil and gas, mining, industry, water and electricity and gas, construction, transportation, communication, real estate and other services are 8%, 7%, 8% respectively. 8%, 9.3%, 9%, 7.5%, 8.3%, 19.4%, 0% and 5.8% are determined. At the end, the amount of investment required to achieve the goals of the sixth development plan will be estimated with the help of calculating the GBX matrix for 2015. As mentioned; Matrix G indicates the target economic growth rate in the economic development plan, matrix B indicates the matrix of estimated capital coefficients and matrix X also indicates the output of the sector predicted in the sixth economic development plan.

3. Data

The input –output table obtained from the national statistics of the year 2015 of Iran Statistics Center has been used at the current price, this table has been reported as 77 x 77 activities and finally it has been integrated into a 10 x 10 table based on the ISIC 4 classification report.

4. Discussion

According to estimates, the largest share of capital goods production is related to the industry sector, followed by the service sector and the agricultural sector. Also, based on the largest share of purchases of capital goods, it is also related to real estate, other services, and water, electricity, and gas sectors. The biggest inter-sector capital coefficient is related to the building and real estate sectors. The lower the unused capacities are, the lower the value of the estimated coefficients will be. On the other hand, the time gap between investment and production can also change these coefficients. If there is no linear normalization, it can be seen that larger coefficients are estimated; But due to the difference between the column sum of the capital matrix and the capital formation of the static data table, practically part of the capital effects will not be seen in the estimated matrix. Therefore, in order to align the dynamic input-output table, it is necessary to add columnar residuals to the estimation table. Otherwise, by deducting the estimated capital formation from the final demand in the input-output table, the amount of final demand netted from the capital formation and the inventory of the two industry and construction sectors will be negatively estimated. The main reason for this is that the estimated coefficients are too large.

5. Conclusion

It is estimated with the assumption of linear normalization; the results of this table show that we have needed to increase investment in all sectors except real estate; To achieve the goals of the sixth development plan for 2015. If there is no line normalization, investment should be increased only in the oil and gas, industry and construction sectors, and there is no need to invest more in other economic sectors. Therefore, the results show that in most sectors, the required investment in the normalized state is more than the required investment in the non-normalized state. In the case of linear normalization, the most required investment was related to the industry sector. Also, the construction and agriculture sectors were in the second and third place.

Acknowledgments

This article is one of the side outputs of Maryam Amini's doctoral thesis. This thesis was under the guidance of Dr. Nematullah Akbari and the advice of Dr. Rozita Moaidfar and Fatemeh Bazazan. Therefore, I would like to thank the respected professors for their valuable guidance.

Observation Contribution

The authors declare that both of them contributed equally to the writing of this research.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز جهت تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی مبتنی‌بر جدول داده ستاندهٔ پویای ملّی

نعمت‌الله اکبری[۱]، مریم امینی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27447.3558
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۴
صص: ۳۶-۹

چکیده

مسأله پژوهش حاضر برآورد ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی ملّی است. این ماتریس به‌عنوان پارامتر مهم ساختار اقتصادی و محور اصلی جداول داده ستاندهٔ پویا و راهی بسیار کارآمد برای پیش‌بینی اقتصادی است. هدف پژوهش حاضر، برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز جهت تحقق اهداف برنامهٔ پنج سالهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی به کمک ماتریس ضرایب سرمایه‌ای ملّی است. برای این‌منظور تلاش می‌شود تا مشکل عدم تراز شدن جدول داده ستاندهٔ پویا که در سایر پژوهش‌های انجام شده در کشور مغفول مانده است، مرتفع گردد و نتایج در دو حالت رویکرد پیشنهادی پژوهش حاضر با سایر روش‌های مورد استفاده در دیگر پژوهش‌های انجام شده در کشور برای سال ۱۳۹۵ مورد مقایسه قرار گیرد. جامعهٔ آماری در این پژوهش کل اقتصاد ایران است و بخش‌های اقتصادی درنظر گرفته شده، برحسب اطلاعات موجودی سرمایهٔ بانک مرکزی شامل: بخش‌های، کشاورزی، نفت و گاز، معدن، صنعت، آب و برق وگاز، ساختمان، حمل و نقل، ارتباطات، مستغلات و سایر خدمات هستند. نتایج نشان می‌دهد که نرمال‌سازی سطری ماتریس سرمایهٔ اولیه باعث کم‌شدن ضرایب سرمایه‌ای می‌شود و سرمایه‌گذاری موردنیاز برای اکثر بخش ها بیشتر از حالت عدم نرمال‌سازی برآورد خواهند شد.

کلیدواژگان: مدل داده ستانده، تحلیل پویا، سرمایه.
طبقه‌بندی JEL: C67, C61, E22.

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
Email: n_akbari@ase.ui.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری رشتهٔ اقتصاد شهری و منطقه‌ای، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسندهٔ مسئول)
Email: ma.amini@ase.ui.ac.ir

ارجاع به مقاله: اکبری، نعمت الله؛ و امینی، مریم، (۱۴۰۲). «برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز جهت تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی مبتنی‌بر جدول داده ستاندهٔ پویای ملّی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۹-۳۶. doi: 10.22084/aes.2023.27447.3558
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5156.html?lang=fa

۱. مقدمه

مسأله پژوهش حاضر از عدم توجه به داده ستاندهٔ پویا ملّی و کاربردهای ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بین‌بخشی[1] حاصل شده است. ماتریس ضرایب سرمایه‌ای نشان‌دهندهٔ مبادلات سرمایه‌ای بین بخش‌های تقاضاکننده و بخش‌های عرضه‌کنندهٔ سرمایه است. این ماتریس در پیش‌بینی متغیرهای مهم اقتصادی و در برخی از الگوهای رشد اقتصادی کاربرد دارد و هم‌چنین به‌عنوان یک ابزار کارآمد برای برنامه‌ریزی اقتصادی محسوب می‌شود. از طرفی این ماتریس برای پیش‌بینی سرمایهٔ ثابت موردنیاز برای دستیابی به سطح مشخصی از محصول نیز استفاده می‌شود. بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در ایران به رویکرد داده ستاندهٔ ایستای ملّی معطوف شده‌اند. دلیل اصلی عدم توجه محققین به رویکرد پویا، عدم وجود ماتریس سرمایه ملّی و عدم وجود ماتریس موجودی انبار برخی از بخش‌های اقتصادی است؛ البته افرادی هم‌چون: «بانویی» (۱۳۷۵)، «بزازان» (۲۰۰۲)، «آسیایی» (۱۳۸۰) و «نوری» (۱۳۹۰) با ملاحظات آماری به کاربردهایی از جداول داده ستاندهٔ پویای ملّی و ماتریس ضرایب سرمایه‌ای توجه کرده‌اند. درمجموع در این دسته از پژوهش‌ها اهداف زیر موردتوجه بوده است:

- تعیین ماتریس سرمایهٔ ملّی
- بررسی نرخ رشد حداکثری برای تمام بخش‌های اقتصادی و بررسی رشد متعادل و غیرمتعادل
- بررسی میزان سرمایه‌گذاری لازم جهت رسیدن به رشد اقتصادی هدف
- بررسی تغییرات ساختاری یا همان تغییرات تکنولوژیک در قالب بررسی سرمایه‌گذاری و اثر آن بر تولید بخشی(نوری، ۱۳۹۰: ۳۰-۳۲).

در پژوهش حاضر تلاش شده است تا با برآورد ماتریس سرمایه ملّی به کمک داده‌های در دسترس، جدول داده ستاندهٔ پویا (۱۳۹۵) از درون جدول داده ستاندهٔ ایستا (۱۳۹۵) استخراج شود. هم‌چنین تلاش شده است تا یکی از نارسایی‌های موجود در برآورد ماتریس سرمایه در پایان‌نامهٔ «نوری» (۱۳۹۰) مرتفع گردد. در این‌صورت مشکل عدم تطابق جمع درایه‌های ستونی ماتریس سرمایه با ستون تشکیل سرمایه داده ستاندهٔ ایستا از میان خواهد رفت و جدول بدون نیاز به پسماند به‌صورت تراز برآورد خواهد شد. درنهایت با طی کردن مراحل بالا به کمک ماتریس ضرایب سرمایه‌ای محاسبه شده، میزان سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی به کمک ماتریس GBX برای سال ۱۳۹۵ برآورد خواهد شد و نتایج در دو حالت نرمال شده و نرمال نشده با هم مقایسه می‌شوند. ماتریس G نشان‌دهندهٔ نرخ رشد اقتصادی هدف در برنامهٔ توسعهٔ اقتصادی، ماتریس B نشان‌دهندهٔ ماتریس ضرایب سرمایه‌ای برآوردی و ماتریس X نیز نشان‌دهندهٔ ستانده بخشی پیش‌بینی‌شده در برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی است؛ لذا به کمک ماتریس برآوردی میزان سرمایه‌گذاری تحقق یافته برای هر سال مشخص می‌شود و امکان بررسی رشد اقتصادی وجود خواهد داشت. بررسی‌های اقتصادی نشان می‌دهند که در اغلب موارد عدم تحقق رشد اقتصادی در همان برنامه ناشی از فقدان سرمایه‌گذاری‌های موردنیاز متناسب با اهداف برنامه بوده است. ازطرفی اهمیت تشکیل سرمایه به‌عنوان محرک تولید ناخالص داخلی بر کسی پوشیده نیست (تقوی، پهلوانی، ۱۳۹۷)، این مفهوم عاملّی برای رشد و توسعهٔ پایدار در سطح ملّی

1. Inter-sector Capital Output Raito Matrix (ICORM)

محسوب می‌شود (بهنامیان و همکاران، ۱۴۰۰). افرادی چون «هارود–دومار»، معتقدند که تشکیل سرمایه هم بر سطح تقاضا اثر دارد و هم میزان بیشتر آن بر رشد ستانده مؤثر خواهد بود (تقوی و پهلوانی، ۱۳۹۷). از این‌رو استفاده از رویکردی هم‌چون داده ستاندهٔ پویا، که هر دو اثر را در نظر می‌گیرد؛ می‌تواند بسیار مفید باشد. الگوهای داده ستاندهٔ پویا با اضافه کردن ماتریس سرمایه، تراکنشات سرمایه‌ای بین بخشی را به‌صورت درون‌زا قابل بررسی می‌کنند؛ در این‌صورت امکان بررسی منعطف ظرفیت بیش از حد و بررسی مسیر رشد اقتصادی ممکن خواهد شد؛ لذا با توجه به کاربردهای داده ستاندهٔ پویا، پژوهش حاضر به‌دنبال پاسخ‌گویی به پرسش‌های زیر است:

- ماتریس ضرایب سرمایه‌ای چه‌قدر است؟ نرمال کردن سطری چه اثری بر مقدار ضرایب سرمایه‌ای سال ۱۳۹۵ داشته است؟
- مقدار سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق رشد مورد تأکید در برنامهٔ ششم توسعه برای بخش‌های اقتصادی در دو حالت نرمال شده و نرمال نشده در سال ۱۳۹۵ چه‌قدر بوده است؟
- در کدام‌یک از بخش‌های اقتصادی نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر بوده است؟ مقایسهٔ نتایج در دو حالت نرمال شده و نرمال نشده برای سال ۱۳۹۵ به چه صورت است؟

در این راستا در ابتدا به بیان مبانی نظری داده ستاندهٔ پویا و تفاوت آن با داده ستاندهٔ ایستا پرداخته خواهد شد؛ در ادامه، پیشینهٔ تحقیقات داخلی و خارجی و روش تحقیق و نحوهٔ برآورد ماتریس سرمایه در جدول داده ستاندهٔ پویا به‌عنوان یک متغیر درون‌زا ارائه می‌شود. در انتها در بخش داده‌ها و نتایج تجربی، اطلاعات آماری جمع‌آوری شدهٔ گزارش خواهد شد و به پرسش‌های پژوهش پاسخ داده می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در داده ستاندهٔ پویا مبادلات کالاهای سرمایه‌ای بین بخشی در کنار جریان تبادلات کالاهای بین‌بخشی موردتوجه است (چن و دای[1]، ۲۰۲۲). کالای سرمایه‌ای به آن‌دسته از کالاهای بادوام گفته می‌شوند، که در فرآیند تولید مستقیماً مورداستفاده قرار می‌گیرند (رومر، ۱۴۰۰: ۵۲۵). این کالاها بهره‌وری دیگر عوامل تولیدی را افزایش می‌دهند (سازمان ملّی بهره‌وری، ۱۳۹۹) و منجر به ایجاد ارزش‌افزوده در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌شوند. درواقع برخی از محصولات واسطه‌ای یک‌بار خریداری می‌شوند و برای مدت طولانی در فرآیند تولید مورداستفاده قرار می‌گیرند؛ لذا در این حالت با ماتریس مبادلات کالاهای سرمایه‌ای مواجه هستیم، که بیانگر داد و ستد کالاهای سرمایه‌ای در یک‌سال معین هستند. امّا این کالاهای سرمایه‌ای معمولاً در طی یکسال مصرف نمی‌شوند، بلکه در سال‌های بعد هم مورد استفاده قرار می‌گیرند. از این‌رو، عملاً تبدیل به موجودی سرمایه می‌شوند(سوری، ۱۳۸۴: ۲۲۸–۲۳۰). مقدار ضرایب سرمایه (b_{ij}) در این حالت از تقسیم سرمایه به تولید کل بخشی مورد محاسبه قرار می‌گیرند (جانستون، ۱۹۷۸)؛ لذا هر درایه در ماتریس کالاهای سرمایه‌ای(B)،

1. Chen & Dai (2022)

نشان‌دهندهٔ تبادل کالای سرمایه‌ای از بخش i به بخش j برای تولید بخش j است (جانستون[1]، ۱۹۸۵). این در حالی است که در داده ستاندهٔ ایستا، ماتریس ضرایب فنی (A) بیانگر مبادلات بین بخشی کالاهای واسطه‌ای مصرفی بدون لحاظ وقفهٔ زمانی است (اکبری و ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۳؛ ابوطالبی و همکاران، ۱۳۹۶؛ جهانگرد، ۱۳۹۳: ۳۰)، که تحت عنوان ماتریس نهادهٔ مستقیم معرفی می‌شوند (بزازان و سماواتی، ۱۳۹۹؛ و عباسی‌نژاد، ۱۳۸۵). مقدار x_{ij} در این نوع جداول، جریان محصولات واسطه‌ای مصرفی از بخش i به بخش j را نشان می‌دهد (ابوطالبی و اکبری، ۱۳۹۷؛ شرکت و همکاران، ۱۴۰۰). ضرایب فنی نیز از رابطهٔ $a_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_j}$ مورد محاسبه قرار می‌گیرند(اکبری و ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۳). a_{ij} نشان می‌دهد، که بخش j برای تولید یک ریال از محصولات خود، به چند ریال محصولات بخش i نیازمند خواهد بود(سوری، ۱۳۸۴ : ۱۵)؛ لذا بخش j برای تولید خود مقدار x_{ij} را از بخش i خریداری خواهد کرد و آن‌ها را در همان زمان خرید، مصرف می‌کند(صادقی، ۱۳۹۴: ۲۵). به‌طور واضح‌تر، هیچ وقفه‌ای میان خرید محصولات واسطه‌ای و استفاده از آن‌ها در تولید محصول وجود نخواهد داشت ($\theta = 0$). از طرفی، معادلهٔ ساختاری بخش در حالت ایستا(طرف تقاضا) دارای دو جزء اصلی است. بخش اوّل از ضرب ماتریس ضرایب فنی در مقدار تولید همان بخش به‌دست می‌آمد(بزازان و همکاران، ۱۳۸۶) و بخش دوّم نیز شامل عناصر تقاضای نهایی است؛ که سرمایه‌گذاری به‌عنوان یک عنصر از تقاضای نهایی(متغیر برون‌زا) در مدل قرار دارد(ترحمی و همکاران، ۱۳۹۹). اما در معادلهٔ ساختاری صنعت در حالت پویا سرمایه‌گذاری به عنوان یک عنصر جدا از تقاضای نهایی و به‌عنوان یک متغیر درون‌زا موردتوجه قرار می‌گیرد(لئونتیف[2]، ۱۹۵۳)؛ که تبادلات بین‌بخشی درون‌منطقه‌ای و بین‌منطقه‌ای آن در معادلهٔ ساختاری صنعت تعریف می‌شود (دوچین و زیلد[3]، ۱۹۸۵)؛ لذا می‌توان اثر بهره‌وری سرمایه را بر تولید بخش به‌صورت خطی در قالب جدول داده ستاندهٔ پویا با ضرایب ایستا بررسی کرد. مسأله مهم دیگر در ماتریس معکوس لئونتیف است؛ در حالت ایستا این ماتریس از رابطهٔ $(I - A)^{-1}$ به‌دست می‌آید (بانویی و بزازان، ۱۳۸۵). این ماتریس نشان‌دهندهٔ یک افزایش برون‌زا در تقاضای نهایی خالص و اثر آن بر بخش‌های اقتصادی است (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۱: ۲۴). پس آثار کل بعد از یک تغییر برون‌زا در تقاضای نهایی به صورت شکل (۱) برآورد خواهد شد.

شکل ۱: ستانده ناخالص ایجاد شده یا همان آثار کل (مأخذ: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی،۱۳۹۱: ۲۵).

Fig. 1: Gross output created or total works (source:Parliament Research Center, 2016: 25)

امّا در حالت پویا ماتریس ضرایب سرمایه‌ای نیز در تحلیل وارد می‌شود $(I - A - B)^{-1}$؛ لذ اثر ماتریس سرمایه به‌عنوان یک متغیر درون‌زا به‌صورت اثرات بین بخشی بر تولید قابل بررسی است، که قابلیت بررسی شرایط اولیه و ثانویه و درنهایت بررسی رشد و بهره‌وری نهایی سرمایه را ایجاد می‌کند (لئو، بیتا). درمجموع

1. Johansen (1978)
2. Leontief (1953)
3. Duchin & Szyld (1985)

ماهیت مدل‌های داده ستاندهٔ پویا باعث می‌شود تا از نتایج این مدل‌ها در ارائه تحلیل‌های بلندمدت اقتصادی استفاده شود. ماتریس سرمایه با K_k نشان داده می‌شود؛ که عناصر آن نشان‌دهندهٔ کالای سرمایه‌ای خریداری شده بخش j از بخش i هستند (دیفرانسیکو، ۱۹۹۸).

$$K_k = \begin{bmatrix} k_{11} & \cdots & k_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ k_{n1} & \cdots & k_{nn} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

جمع هر سطر این ماتریس نشان‌دهندهٔ (k_{i0}) است؛ که میزان فروش کالای سرمایه‌ای به سایر بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهد و جمع هر ستون این ماتریس (k_{0j}) نشان‌دهندهٔ خرید کالاهای سرمایه‌ای توسط بخش i از سایر بخش‌های اقتصادی است. ضرایب سرمایه‌ای از تقسیم درایه‌های ماتریس سرمایه بر ستانده بخشی محاسبه می‌شود (سوری، ۱۳۹۴)؛ لذا داریم:

$$b_{ij} = \frac{K_{ij}}{x_j} \quad (۲)$$

b_{ij} همان درایهٔ ماتریس ضرایب سرمایه‌ای (B) است. پس هر درایهٔ ماتریس B نشان‌دهندهٔ تبادل کالای سرمایه‌ای از بخش i به بخش j برای تولید بخش j است. معادلهٔ اساسی طرف تقاضا در حالت پویا به‌صورت رابطهٔ زیر برآورد می‌شود :

$$x_i = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}x_j + I_i + F_i^* \quad (۳)$$

$$I_i = k_{i0} \quad (۴)$$

$$x_i = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}x_j + \sum_{i=1}^{n} k_{ij} + F_i^* \quad (۵)$$

این درحالی است که معادلهٔ اساسی طرف تقاضا در حالت ایستا برابر است با:

$$X = AX + F \quad (۶)$$

مقدار F_i^* در رابطهٔ معادلهٔ صنعت مدل داده ستاندهٔ پویا، به‌عنوان عامل تقاضای نهایی بدون عامل سرمایه‌گذاری و موجودی انبار است. از طرفی افزایش در تولید به زیاد شدن کالای سرمایه‌ای در فرآیند تولید وابسته است؛ لذا خریدهای سرمایه‌ای موردنیاز برای تحقق تولید بین دو دوره برابر $k_{ij} = b_{ij}(x_{jt+1} - x_{jt})$ خواهد بود. رابطه بالا با فرض ظرفیت کامل تولیدی برآورد شده است. پس معادلهٔ اساسی بخشی در حالت پویا برای هر بخش تولیدکنندهٔ کالا برابر است با:

$$x_{it} = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}x_{ijt} + \sum_{j=1}^{n} b_{ij}(x_{ijt+1} - x_{ijt}) + F_{it}^* \quad (۷)$$

درمجموع برای تمامی بخش‌های موردنظر به‌صورت ماتریسی داریم:

$$X_t = AX_t + BX_t - BX_{t+1} + F_t^* \quad (۸)$$

$$X_t - AX_t + B(X_t - X_{t+1}) = F_t^* \quad (۹)$$

$$\text{if} = X_t - X_{t+1} = \dot{X} \quad , \quad X - AX - B\dot{X} = F_t^* \quad (۱۰)$$

$$(I - A - B)X_t + B(X_{t+1}) = F_t^* \quad (۱۱)$$

به کمک رابطهٔ بالا می‌توان اثر یک تغییر در سرمایه‌گذاری را به‌عنوان یک عنصر جدا از تقاضای نهایی مشاهده کرد (سوری، ۱۳۸۴: ۲۴۳)؛ لذا ستاندهٔ دورهٔ فعلی برابر است با:

$$X_t = (I - A + B)^{-1}BX_{t+1} + (I - A + B)^{-1}\, F_t^* \quad (۱۲)$$

$$(I - A + B)^{-1} = \psi \quad (۱۳)$$

$$X_t = \psi BX_{t+1} + \psi\, F_t^* \quad (۱۴)$$

مقدار ψ همان ماتریس معکوس لئونتیف در حالت پویاست. براساس رابطهٔ (۱۴)، برای یک حالت چنددوره‌ای باید مجموعهٔ معادلات قابل حل باشند؛ برای مثال، برای یک دورهٔ ۵ ساله (طول برنامهٔ ششم توسعه) با فرض ثابت بودن ضرایب فنی و ضرایب سرمایه‌ای (A, B) خواهیم داشت:

$$t = 0 \qquad X_0 - \psi BX_1 = \psi\, F_0^* \quad (۱۵)$$

$$t = 1 \qquad X_1 - \psi BX_2 = \psi\, F_1^* \quad (۱۶)$$

$$t = 2 \qquad X_2 - \psi BX_3 = \psi\, F_2^* \quad (۱۷)$$

$$t = 3 \qquad X_3 - \psi BX_4 = \psi\, F_3^* \quad (۱۸)$$

$$t = 4 \qquad X_4 - \psi BX_5 = \psi\, F_4^* \quad (۱۹)$$

$$t = 5 \qquad X_5 - \psi BX_6 = \psi\, F_5^* \quad (۲۰)$$

فرم ماتریسی مجموعهٔ معادلات بالا، برابر است با:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\psi B & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -\psi B & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -\psi B & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -\psi B & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -\psi B & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -\psi B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_0 \\ X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi\, F_0^* \\ \psi\, F_1^* \\ \psi\, F_2^* \\ \psi\, F_3^* \\ \psi\, F_4^* \\ \psi\, F_5^* \end{bmatrix} \quad (۲۱)$$

برای حل این مجموعه معادلات، می‌توان از راه‌حل پایانی استفاده کرد. در این‌صورت، $X_6 = 0$ خواهد بود و از رابطهٔ $t = 5$ خواهیم داشت:

$$X_5 = \psi\, F_5^* \quad (۲۲)$$

با جاگذاری رابطهٔ X_5 در رابطهٔ $t = 4$:

$$X_4 - \psi B(\psi\, F_5^*) = \psi\, F_4^* \quad (۲۳)$$

$$X_4 = \psi\, F_4^* + \psi^2 B\, F_5^* \quad (۲۴)$$

برای سایر دوره‌های دیگر نیز با جاگذاری خواهیم داشت:

$$X_3 = \psi\, F_3^* + \psi^2 B\, F_4^* + \psi^3 B^2 F_5^* \quad (۲۵)$$

$$X_2 = \psi\, F_2^* + \psi^2 B\, F_3^* + \psi^3 B^2 F_4^* + \psi^4 B^3\, F_5^* \quad (۲۷)$$

$$X_1 = \psi\, F_1^* + \psi^2 B\, F_2^* + \psi^3 B^2\, F_3^* + \psi^4 B^3\, F_4^* + \psi^5 B^4 F_5^* \quad (۲۸)$$

$$X_0 = \psi\, F_0^* + \psi^2 B\, F_1^* + \psi^3 B^2\, F_2^* + \psi^4 B^3\, F_3^* + \psi^5 B^4\, F_4^* + \psi^6 B^5\, F_5^* \quad (۲۹)$$

پس برای یک دورهٔ ۵ سالهٔ مجموعهٔ معادلات بالا به کمک روش پایانی قابل حل خواهد بود؛ هم‌چنین اگر رابطهٔ (۷) را به‌صورت رشد بازنویسی کنیم:

$$X_t = AX_t + B\Delta X_t + F_t^* \quad (۳۰)$$

$$\Delta X_t = X_{t+1} - X_t \quad (۳۱)$$

$$\Delta X_t = GX_t \quad (۳۲)$$

$$X_t = AX_t + GBX_t + F_t^* \quad (۳۳)$$

$$X_t = (I - A - GB)^{-1}F_t^* \quad (۳۴)$$

در این‌صورت براساس رابطه (۳۳) می‌توان به کمک ماتریس GBX_t مقدار سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق رشد موردنظر را برآورد کرد (نوری، ۱۳۹۰). ماتریس قطری X نشان‌دهندهٔ ماتریس ستانهٔ پیش‌بینی شده در طول برنامهٔ توسعهٔ ششم است و ماتریس G نیز نشان‌دهندهٔ ماتریس قطری نرخ رشد اقتصادی مورد هدف در برنامهٔ ششم توسعه است و ماتریس B نشان‌دهندهٔ ماتریس ضرایب سرمایه‌ای است.

۳. پیشینهٔ پژوهش

«نوری» (۱۳۹۰)، «آسیایی» (۱۳۸۰)، «بانویی» (۱۳۷۵) در پژوهش‌هایی تلاش کرده‌اند تا به کمک برآورد ماتریس سرمایهٔ ملّی به اهمیت این ضرایب در برنامه‌ریزی اقتصادی بپرازند. نوری (۱۳۹۰) از این ماتریس برای برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق اهداف برنامهٔ توسعهٔ سوم استفاده کرده است. وی با ادغام دو ماتریس موجودی سرمایهٔ خالص و موجودی انبار به ماتریس مربع سرمایه دست‌یافت؛ لذا تراز شدن جدول داده ستانهٔ پویا در این پژوهش مورد توجه نبوده است. «بزازان» (۲۰۰۲) در رسالهٔ خود به یکی دیگر از کاربردهای ماتریس سرمایهٔ ملّی پرداخته است و حداکثر نرخ رشد اقتصادی را برای ایران به کمک جدول داده ستانهٔ ۱۳۷۰ برآورد کرده است.

«هن» و همکاران[1] (۲۰۲۲) از اصول داده ستانهٔ پویا جهت ارائه تحلیل بلندمدت و تحقق توسعهٔ پایدار استفاده کرده‌اند. نتایج نشان‌داد که پیشرفت فنی یک‌درصدی در بخش ساختمان، می‌تواند بهره‌وری عوامل نهادی در این بخش را تا ۱.۰۴٪ افزایش دهد. «کائو»[2] (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی تأثیر اقتصاد گردشگری منطقه‌ای براساس مدل داده ستانهٔ پویا» به ارزیابی سرمایه‌گذاری‌ها و بهره‌وری حاصل از آن در اقتصاد گردشگری استان آنهویی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که اتلاف منابع و بهره‌برداری بیش از حد و سرمایه‌گذاری‌های غیرمنطقی باعث توسعهٔ نامتوازن در این منطقه شده است. «ما» و همکاران[3](۲۰۲۲)، به کمک رویکرد داده ستانهٔ پویا به‌دنبال برآورد یک سطح بهینه و کارآمد از مالیات کربن است. مالیات بهینهٔ کربن در این پژوهش برای چین حدود ۷۵ ین در تن برآورد شد. «شیبو ساوا» و «ماتسوشیما»[4] (۲۰۲۲)، در پژوهش خود تلاش می‌کنند تا به کمک رویکرد داده ستانهٔ پویا، آسیب‌های اقتصادی ناشی از بلایای طبیعی را مورد بررسی

1. Han et al. (2022)
2. Cao (2022)
3. Ma et al. (2022)
4. Shibusawa & Matsushima (2022)

قرار دهند. نتایج نشان داده که کاهش جمعیت ژاپن بر فرآیندهای بازیابی پس از فاجعه به‌شدت مؤثر بوده است. «ژونگ» و همکاران[1] (۲۰۲۱)، به بررسی اثرات مصرف انرژی در یک مدل داده ستاندهٔ پویا پرداخته‌اند. نتایج نشان‌داد که بزرگ‌ترین صنایع مصرف‌کنندهٔ انرژی تا سال ۲۰۳۰ میلادی، صنایع سنگین و بخش خدمات هستند. «فیوتنس» و «مارتینز»[2] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای دیگر تحت عنوان «مدل‌های داده ستاندهٔ پویا برای اقتصادهای کوچک» تلاش می‌کنند تا یک تکنیک شبیه‌سازی پویا را با تعدیلاتی از مدل داده ستاندهٔ پویا ارائه دهند. «وانگ» و همکاران[3] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان «ساختار پویای منطقه‌ای و بخشی در اقتصاد چین، دیدگاه جداول داده ستاندهٔ چند منطقه‌ای» تلاش می‌کنند تا ساختار منطقه‌ای و بین بخشی اقتصاد چین را به کمک جداول داده ستاندهٔ پویا بررسی کنند؛ نتایج مقاله نشانگر این است که با توجه به تحلیل‌های پویاییشناسی، سطح فعالیت‌های بین بخشی استان با رشد سریع اقتصاد ملّی به‌صورت هماهنگ رشد کرده است.

تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات انجام‌شدهٔ داخلی و خارجی، در برآورد ماتریس سرمایه است. در پژوهش‌های داخلی ماتریس سرمایه بدون توجه به تراز شدن جدول داده ستاندهٔ پویا برآورد شده است. این عدم تراز شدن به دلیل نبود داده‌های آماری موجودی انبار بین بخشی محتمل به‌نظر می‌رسد. البته در این پژوهش‌ها وجود خطا به‌دلایل ذکر شده مورد قبول نویسندگان بوده است؛ اما در پژوهش حاضر با نرمال‌سازی سطری تلاش شده است تا ماتریس برآوردی منطبق بر جمع ستونی تشکیل سرمایه ملّی برآورد شود؛ تا دیگر نیازی به اضافه کردن ستون پسماند برای برآورد جدول داده ستاندهٔ پویا نباشد. در انتها نتایج در صورت نرمال شدن و نرمال نشدن با هم مقایسه خواهند شد. ازطرفی در مطالعات خارجی انجام شده، متغیرهای مورداستفاده برای برآورد ماتریس سرمایه متفاوت بوده‌اند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

برای برآورد سرمایه‌گذاری موردنیاز جهت تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعه، در ابتدا نیاز است تا ماتریس سرمایهٔ ملّی برآورد شود. برای این‌منظور از داده‌های موجودی سرمایهٔ خالص[4] سال ۱۳۹۵، دو بخش عرضه‌کنندهٔ ماشین‌آلات و تجهیزات، ساختمان گزارش شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است. این داده‌ها برای برآورد ماتریس سرمایهٔ ثابت مورداستفاده قرار گرفته‌اند. ۱۰ بخش اقتصادی در این گزارش شامل، بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، معدن، صنعت، آب و برق و گاز، ساختمان، حمل‌ونقل، ارتباطات،

1. Zhong et al. (2021)
2. Fuentes & Martínez (2021)
3. Wang et al. (2021)

۴. در محاسبهٔ موجودی سرمایه و ضرایب سرمایهٔ واقعی، سرمایه‌گذاری محقق شده درنظر گرفته می‌شود؛ یعنی سرمایه‌گذاری‌هایی که افزایش خالص در موجودی سرمایه‌ای ایجاد کرده‌اند و موجب زیاد شدن ظرفیت تولیدی شده‌اند، مدنظر خواهند بود. برای سادگی وقفهٔ زمانی یک‌سال درنظر گرفته شده است؛ لذا فرض می‌شود سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده در یک‌سال در ابتدای سال بعد به موجودی سرمایه اضافه شده و ظرفیت تولیدی را دستخوش تغییر می‌کنند. ازطرفی سرمایه ممکن است خالص یا ناخالص باشد؛ منظور از سرمایهٔ خالص موجودی سرمایهٔ بعد از کسر مصرف سرمایهٔ ثابت است. از آنجا که ضرایب سرمایه در الگوهای داده ستاندهٔ پویا ثابت هستند؛ لازم است سرمایهٔ خالص برای محاسبات مورداستفاده قرار بگیرد.

مستغلات، سایر خدمات هستند؛ که به ترتیب ۱ تا ۱۰ شماره گذاری شده‌اند[۱]. همچنین جدول داده ستاندهٔ ایستای ملّی سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران به قیمت جاری مورداستفاده قرار گرفته است، این جدول به‌صورت ۷۷×۷۷ فعالیت گزارش شده است و در نهایت براساس گزارش طبقه‌بندی آیسیک ۴ به‌صورت یک جدول ۱۰×۱۰ ادغام شده است. از طرفی اطلاعات موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی، مرکز آمار ایران برای سال ۱۳۹۵ مورداستفاده قرار گرفته است[۲]. برای توزیع موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی از نرمال کردن ستون ضرایب تکنولوژی جدول داده ستاندهٔ ایستا استفاده می‌شود[۳]. برای استخراج ارزش موجودی انبار ابتدا و انتهای سال بخش صنعت از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ کارکن و بیشتر استفاده خواهد شد[۴]. این مقدار شامل کالاهای ساخته شده، کالاهایی که بدون تغییر شکل به فروش می‌رسند، کالاهای در جریان ساخت و مواد خام اولیه است. اطلاعات آماری موجودی انبار بخش کشاورزی نیز از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج می‌شود. واحد موجودی انبار بخش کشاورزی به تُن است که باید بر حسب واحد پولی نوشته شود، تا با سایر عناصر و درایه‌های ماتریس ضرایب فنی سازگاری داشته باشد؛ لذا مقدار موجودی انبار این بخش در متوسط قیمت فروش یک کیلو از محصولات منتخب زراعی در مناطق روستایی کشور ضرب خواهد شد. اطلاعات این بخش نیز از مرکز آمار ایران استخراج شده است. درنهایت با ادغام دو ماتریس موجودی انبار و ماتریس سرمایهٔ ثابت، ماتریس ادغام شده اولیه برآورد می‌شود؛ این ماتریس یک نمادی از ماتریس تشکیل سرمایه اولیه درنظر گرفته شده است. ماتریس ادغامی برآوردی برحسب سطر نرمال شد و ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه برآورد شد[۵] و در ادامه، ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه در ارزش تشکیل سرمایه بخشی داده ستاندهٔ ایستای ملّی (۱۳۹۵) ضرب شد. بعد از برآورد ماتریس سرمایهٔ ملّی، به برآورد تقاضای نهایی خالص شده از تشکیل سرمایه و موجودی انبار پرداخته می‌شود. با طی کردن مراحل بالا، جدول داده ستاندهٔ پویا به‌صورت جدول (۱) برآورد خواهد شد:

جدول ۱: جدول داده ستاندهٔ پویا ملّی برای ۱۰ بخش اقتصادی در پژوهش حاضر

Tab. 1: National dynamic input-output table for 10 economic sectors in the present study

بخش	تقاضای واسطه‌ای مصرفی				تقاضای سرمایه‌ای				تقاضای نهایی خالص شده	تراز تجاری	تقاضا
	۱	...	۱۰		۱	...	۱۰				
۱	Z_{11}	...	$Z_{1,10}$		K_{11}	...	$K_{1,10}$		F_1^*	B_1	D_1

۱. تعداد بخش‌های اقتصادی براساس گزارش موجودی سرمایهٔ بانک مرکزی انتخاب شده است. این گزارش شامل ارزش موجودی سرمایه برای ۱۰ بخش اقتصادی ذکر شده در متن پژوهش است؛ لذا براساس کدهای آیسیک.۴، جدول داده ستانده ۷۷×۷۷ فعالیت در فعالیت مرکز آمار ایران (۱۳۹۵) به جدول ۱۰×۱۰ بخش در بخش ادغام شده است.

۲. اضافه کردن ستون موجودی انبار برای تکمیل ماتریس سرمایه ضروری است، چون معکوس کردن ماتریس سرمایه از این طریق امکان‌پذیر خواهد شد.

۳. براساس مدل «نورستر» (۱۹۶۱)، موجودی انبار کالای تولیدی بخش بر حسب مصرف کالای واسطه‌ای بخش تغییر می‌کند و لذا به‌همین دلیل موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی بر حسب ستون ماتریس ضرایب تکنولوژی ملّی نرمالایز شدند.

٤. قابل ذکر است که تعدیلی برای بنگاه‌های کمتر از ۱۰ نفر کارکن صورت نگرفته است.

۵. در پایان‌نامهٔ نوری (۱۳۹۰)، بیان شده است که با ادغام دو ماتریس سرمایهٔ ثابت و موجودی انبار به ماتریس سرمایه دست خواهیم یافت؛ اما چون برآورد جدول داده ستاندهٔ پویا مدنظر نبوده است؛ تراز شدن جدول نیز موردتوجه قرار نگرفته است.

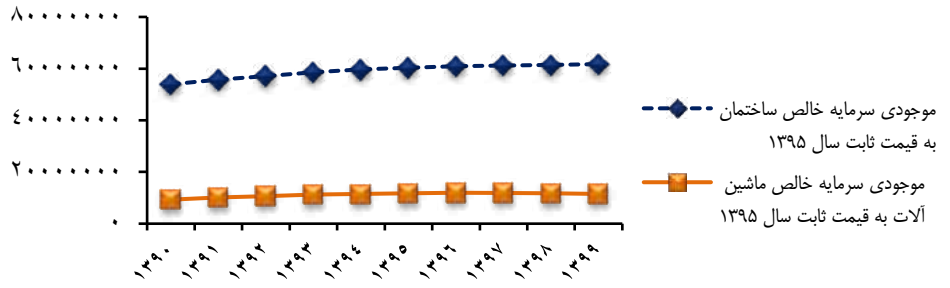
بخش	تقاضای واسطه‌ای مصرفی			تقاضای سرمایه‌ای		تقاضای نهایی خالص شده	تراز تجاری	تقاضا
⋮	⋮	⋱	⋮	⋮	⋱	⋮	⋮	⋮
۱۰	$Z_{10,1}$	…	$Z_{10,10}$	$K_{10,1}$	…	$K_{10,10}$	B_{10}	D_{10}
خرید های واسطه ای	$\sum_{i=1}^{10} Z_{i1}$	…	$\sum_{i=1}^{10} Z_{i10}$	$\sum_{i=1}^{10} K_{i1}$	…	$\sum_{i=1}^{10} K_{i10}$		
ارزش افزوده	V_{11}	…	$V_{1,10}$					
عرضه	S_1	…	S_{10}					

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱.

در گام بعدی ماتریس G به‌صورت یک ماتریس قطری از اطلاعات قانون پنج‌سالهٔ ششم توسعه (۱۳۹۶-۱۴۰۰) استخراج خواهد شد. براساس گزارش قانون برنامهٔ ششم توسعه، نرخ‌های رشد ۱۰ بخش کشاورزی، نفت و گاز، معدن، صنعت، آب و برق و گاز، ساختمان، حمل و نقل، ارتباطات، مستغلات و سایر خدمات به‌ترتیب برابر ۸٪، ۷٪، ۸٪/۸، ۸٪/۳، ۹٪، ۹٪/۳، ۷٪/۵، ۸٪/۳، ۱۹٪/۴، ۰٪ و ۵/۸٪ تعیین شده است. در انتها مقدار سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعه به کمک محاسبهٔ ماتریس GBX برای سال ۱۳۹۵ برآورد خواهد شد. همان‌طورکه ذکر شد؛ ماتریس G نشان‌دهندهٔ نرخ رشد اقتصادی هدف در برنامهٔ توسعهٔ اقتصادی، ماتریس B نشان‌دهندهٔ ماتریس ضرایب سرمایه‌ای برآوردی و ماتریس X نیز نشان‌دهندهٔ ستاندهٔ بخشی پیش‌بینی شده در برنامهٔ ششم توسعهٔ اقتصادی است.

۵. یافته‌های پژوهش

اطلاعات موجودی سرمایه ملّی مستخرج از گزارش بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد که موجودی سرمایه دو بخش عرضه‌کنندهٔ ساختمان و ماشین‌آلات و تجهیزات به‌ترتیب برای سال ۱۳۹۵ برابر با ۳۹۸۹۷۳۷۴۳۷۹ میلیون ریال و ۱۱۷۱۸۸۴۷۹۲۶ میلیون ریال است. شکل (۲) نشان‌دهندهٔ تغییر موجودی سرمایهٔ کشور بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ به تفکیک نوع دارایی برای دو بخش عرضه‌کنندهٔ ساختمان و ماشین‌آلات و تجهیزات است.



شکل ۲: موجودی سرمایهٔ خالص ملّی به تفکیک نوع دارایی به قیمت ثابت(میلیارد ریال) (مأخذ: سازمان ملّی بهره‌وری، ۱۳۹۹).

Fig. 2: National net capital Stock by asset type at constant price (billion Rials) (source: National Productivity Organization, 2020).

برحسب اطلاعات جمع‌آوری شده، سهم موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی ۱۰گانه به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ به کل موجودی سرمایهٔ سال موردنظر در طول برنامهٔ ششم توسعه برابر است با:

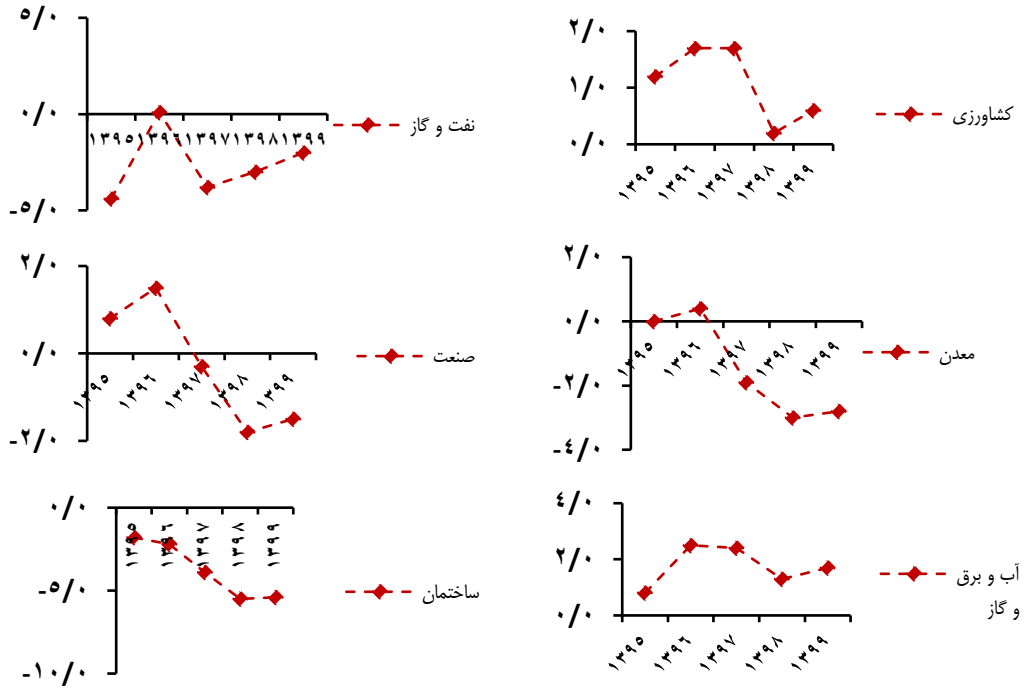
جدول ۲: سهم بخش‌های ۱۰گانهٔ اقتصادی از کل موجودی سرمایهٔ کشور به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵

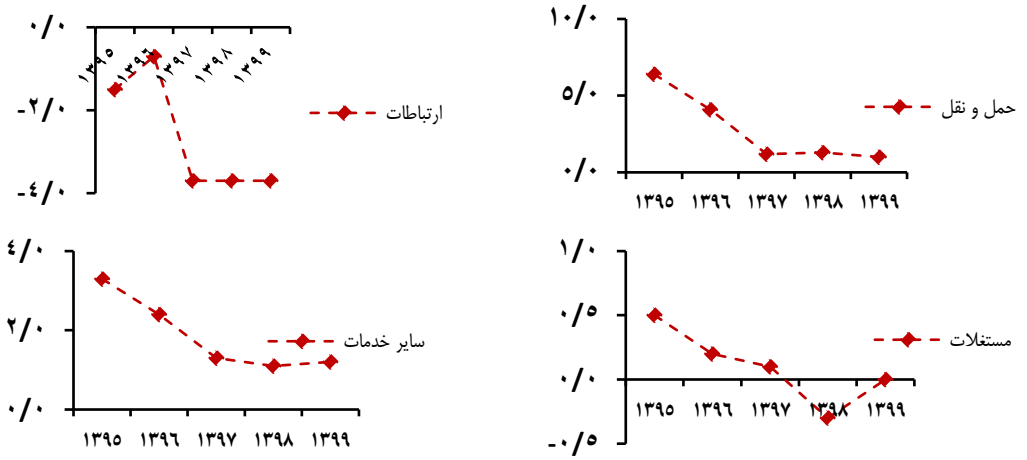
Tab. 2: The share of 10 economic sectors in the total capital stock of the country at the constant price of 2015.

بخش	سهم سال ۱۳۹۵	سهم سال ۱۳۹۶	سهم سال ۱۳۹۷	سهم سال ۱۳۹۸	سهم سال ۱۳۹۹
کشاورزی	۰/۰۴۰	۰/۰۴۰	۰/۰۴۱	۰/۰۴۱	۰/۰۴۱
نفت و گاز	۰/۰۳۳	۰/۰۳۲	۰/۰۳۱	۰/۰۳۰	۰/۰۲۹
معدن	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷
صنعت	۰/۰۸۶	۰/۰۸۶	۰/۰۸۶	۰/۰۸۴	۰/۰۸۲
آب و برق و گاز	۰/۰۵۴	۰/۰۵۵	۰/۰۵۷	۰/۰۵۷	۰/۰۵۸
ساختمان	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵
حمل و نقل	۰/۰۹۳	۰/۰۹۶	۰/۰۹۶	۰/۰۹۸	۰/۰۹۸
ارتباطات	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۱۱
مستغلات	۰/۳۹۷	۰/۳۹۲	۰/۳۹۰	۰/۳۸۹	۰/۳۸۸
سایر خدمات	۰/۲۶۹	۰/۲۷۲	۰/۲۷۴	۰/۲۷۷	۰/۲۷۹

(مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

هم‌چنین برحسب اطلاعات مرکز آمار ایران رشد موجودی سرمایهٔ کل کشور برای ده بخش اقتصادی منتخب بین سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ به‌صورت مجموعه اشکال (۳) خواهد بود.





شکل ۳: رشد موجودی سرمایهٔ کشور به تفکیک بخش‌های اقتصادی بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۹(درصد)، (مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۱).

Fig. 3: The growth of the country's capital stock by economic sectors between 2016-2020 (percentage), (source: research findings, 2022).

با توجه به شکل (۳) نرخ رشد موجودی سرمایه در اکثر سال‌ها (۱۳۹۵-۱۳۹۹) دارای یک روند نزولی است. براساس اطلاعات جدول داده ستاندهٔ ایستا و پویا، تقاضای واسطه‌ای و تقاضای نهایی و تراز تجاری و سهم هر بخش از کل به قرار زیر است:

جدول ۳: تقاضای واسطه‌ای و تقاضای نهایی و تراز تجاری در جدول داده ستاندهٔ پویا ملّی سال ۱۳۹۵

Tab. 3: Intermediate demand and final demand and trade balance in the national dynamic input-output table of 2016.

بخش	تقاضای واسطه‌ای (میلیون ریال)	سهم تقاضای واسطه‌ای هر بخش از کل (درصد)	تقاضای نهایی خالص شده (میلیون ریال)	سهم تقاضای نهایی هر بخش از کل (درصد)	قدر مطلق تراز تجاری بین‌المللی (میلیون ریال)	سهم تراز تجاری هر بخش از کل (درصد)
کشاورزی	۱۲۸۴۶۴۳۳۳۵	۰/۱۳۰	۸۰۱۳۶۹۶۷۹	۰/۰۷۶	۱۱۴۰۳۸۴۲۳	۰/۰۴۵
نفت و گاز	۸۹۹۵۲۹۳۲۳	۰/۰۹۱	۱۰۷۴۳۶۹۳۱۷	۰/۱۰۲	۱۰۶۹۲۴۷۱۷۹	۰/۴۱۸
معدن	۱۳۴۷۰۲۶۶۸	۰/۰۱۴	۲۳۷۳۴۷۵۳	۰/۰۰۲	۲۲۴۳۹۷۳۵	۰/۰۰۹
صنعت	۳۷۰۵۷۱۸۱۶۳	۰/۳۷۴	۱۷۲۳۲۲۱۵۴۷	۰/۱۶۳	۸۹۸۲۶۸۱۳۶	۰/۳۵۱
آب و برق و گاز	۶۳۵۶۸۷۵۹۶	۰/۰۶۴	۴۶۸۱۹۴۷۰۳	۰/۰۴۴	۲۸۴۵۷۵۹۳۵	۰/۱۱۱
ساختمان	۲۰۹۸۷۷۰۳۵	۰/۰۲۱	۵۱۶۹۰۶۸	۰/۰۰۰	۱۱۲۰۴۸۳	۰/۰۰۰
حمل و نقل	۸۸۲۴۴۲۵۲۸	۰/۰۸۹	۵۴۳۲۵۴۵۷۷	۰/۰۵۱	۱۳۱۷۱۹۳۱۷	۰/۰۵۱
ارتباطات	۲۷۶۵۸۶۱۷۶	۰/۰۲۸	۲۴۰۵۹۳۷۷۶	۰/۰۲۳	۷۴۶۲۶۸۲	۰/۰۰۳
مستغلات	۲۶۸۲۷۵۳۹۷	۰/۰۲۷	۱۶۷۸۳۷۲۴۱۰	۰/۱۵۹	۱۰۶۹	۰/۰۰۰
سایر خدمات	۱۵۹۹۳۸۱۳۸۱	۰/۱۶۲	۴۰۲۱۷۷۷۱۴۸	۰/۳۸۰	۳۰۰۱۳۰۸۰	۰/۰۱۲

(مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

یادداشت: تقاضای واسطه‌ای و سهم تراز تجاری از خود جدول داده ستاندهٔ ایستا سال ۱۳۹۵ استخراج شده است و تقاضای نهایی خالص شده از کسر کردن تقاضای نهایی جدول داده ستاندهٔ ایستا از ستون تشکیل سرمایه برآورد شده است.

موجودی سرمایهٔ خالص ملّی برای ده بخش اقتصادی در جدول (۴) گزارش شده است:

جدول ٤: موجودی سرمایهٔ خالص بخشی به قیمت جاری به تفکیک نوع دارایی سال ۱۳۹۵

Tab. 4: The net capital stock for each sections at the current price by asset type in 2016

بخش	شمارهٔ بخش	ساختمان (میلیون ریال)	ماشین‌آلات (میلیون ریال)	سهم ساختمان از کل (درصد)	سهم ماشین آلات از کل (درصد)
کشاورزی	۱	۱۵۰۴۶۷۰۹۴۵	۵۶۲۶۹۳۳۸۷	۰/۰۳۸	۰/۰۴۸
نفت و گاز	۲	۱۳۴۹۹۴۵۶۹۴	۳۴۹۳۴۸۵۲۹	۰/۰۳۴	۰/۰۲۹
معدن	۳	۵۷۹۴۹۳۵۹	۳۳۸۰۱۴۵۶۵	۰/۰۰۱	۰/۰۲۹
صنعت	۴	۴۵۶۹۵۹۸۸۳	–	۰/۰۱۱	۰
آب و برق و گاز	۵	۲۲۷۵۳۲۳۴۱۷	۳۹۸۸۲۶۸۴۲۰	۰/۰۵۷	۰/۳۴۰
ساختمان	۶	–	۵۵۶۳۲۶۸۲۲	۰	۰/۰۴۷
حمل و نقل	۷	۲۱۷۰۶۱۵۶۵۵	۳۱۶۷۹۹۲۵۵	۰/۰۵۴	۰/۰۲۷
ارتباطات	۸	۲۱۳۱۴۰۵۸۸	۲۶۴۲۳۶۳۹۳۹	۰/۰۰۵	۰/۲۲۵
مستغلات	۹	۲۰۴۶۹۳۴۴۲۷۶	۴۶۲۵۵۹۸۶۲	۰/۵۱۳	۰/۰۳۹
سایر خدمات	۱۰	۱۱۳۹۹۴۲۴۵۶۲	۲۵۰۲۴۷۳۱۴۶	۰/۲۸۵	۰/۲۱۳

(مآخذ: بانک مرکزی، ۱۳۹۵؛ و یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

یادداشت: ستون اول و دوم از اطلاعات بانک مرکزی (۱۳۹۵) استخراج شده است و دو ستون انتهایی محاسبات محقق است.

مقدار موجودی انبار دو بخش کشاورزی و صنعت نیز به ترتیب برابر ۱۷۷۷۸۹۸۲۴ میلیون ریال و ۲۱۹۶۲۲۷۱۷۶ میلیون ریال است. براساس نرمال کردن موجودی انبار برحسب ستون ماتریس ضرایب فنی، مقدار ماتریس موجودی انبار برای دو بخش کشاورزی و صنعت به‌صورت زیر برآورد خواهد شد:

جدول ۵: موجودی انبار پس از نرمال کردن بر حسب ستون ماتریس ضرایب تکنولوژی ملّی سال ۱۳۹۵

Tab. 5: Stock inventory after normalization according to the matrix column of the national technology coefficients of 2016.

بخش	شماره بخش	کشاورزی(میلیون ریال)	صنعت(میلیون ریال)	سهم کشاورزی از کل(درصد)	سهم صنعت از کل (درصد)
کشاورزی	۱	۷۶۰۹۶۴۵۸	۳۳۵۷۱۳۱۱۹	۰/۴۲۸	۰/۱۵۲
نفت و گاز	۲	۳۲۹۵۴	۳۵۹۷۷۵۷۹۳	۰/۰۰۰	۰/۱۶۴
معدن	۳	۲۲۳۶۲۷	۴۷۰۵۶۰۶۵	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱
صنعت	۴	۵۰۷۹۰۲۱۸	۹۱۴۵۹۷۲۹۶	۰/۲۸۶	۰/۴۱۶
آب و برق و گاز	۵	۴۷۴۳۱۲۳	۱۵۴۸۷۱۰۹۹	۰/۰۲۷	۰/۰۷۱
ساختمان	۶	۷۵۵۴۲۶	۵۵۳۱۶۴۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳
حمل و نقل	۷	۱۶۱۳۴۳۳۶	۱۲۹۰۱۶۴۴۹	۰/۰۹۱	۰/۰۵۹
ارتباطات	۸	۶۶۹۱۳۳	۸۲۷۷۱۴۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴

بخش	شماره بخش	کشاورزی(میلیون ریال)	صنعت(میلیون ریال)	سهم کشاورزی از کل(درصد)	سهم صنعت از کل (درصد)
مستغلات	۹	۵۴۴۸۵۹	۷۶۶۱۸۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳
سایر خدمات	۱۰	۲۷۷۹۹۶۸۶	۲۳۳۷۲۶۷۵۳	۰/۱۵۶	۰/۱۰۶
جمع	–	۱۷۷۷۸۹۸۲۳	۲۱۹۶۲۲۷۱۷۶	۱	۱

(مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

یادداشت: برای توزیع موجودی انبار بین بخش‌های مختلف اقتصادی برای دو بخش کشاورزی و صنعت از ستون ضرایب تکنولوژی ملّی همین دو بخش استفاده شده است.

براساس اطلاعات آماری دو جدول (۴) و (۵) ماتریس ادغامی اولیه برآورد خواهد شد. اما چون اطلاعات موجودی انبار همهٔ بخش‌های اقتصادی[۱] در دست نیست، ماتریس ادغامی برآوردی تمام اثرات ماتریس سرمایه را نشان نمی‌دهد؛ لذا برای تراز شدن جدول نیاز است تا تعدیلاتی در ماتریس ادغامی برآوردی انجام شود. برای این‌منظور ماتریس مذکور برحسب سطر نرمال می‌شود و به‌عنوان ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه درنظر گرفته می‌شود و درنهایت در تشکیل سرمایهٔ جدول داده ستاندهٔ ایستا ضرب می‌گردد؛ بدین صورت توزیعی از تشکیل سرمایه‌ای ایجاد خواهد شد. در این‌صورت جدول داده ستاندهٔ پویای ملّی تراز برآورد خواهد شد. با تعدیلات انجام‌شده، جمع سطری و ستونی ماتریس سرمایه به‌صورت جدول (۶) برآورد می‌شود.

جدول ٦: جمع سطری و ستونی ماتریس سرمایه (میلیون ریال)

Tab. 6: Sum of rows and columns of the capital matrix (million Rials).

بخش	شمارهٔ بخش	تولید کالای سرمایه‌ای	خرید کالای سرمایه‌ای
کشاورزی	۱	۳۱۵۲۰۵۴۲۷	۲۵۴۲۵۵۶۸۹
نفت و گاز	۲	۵۸۵۵۸۶۰	۱۱۱۰۸۳۱۹۰
معدن	۳	۱۰۲۱۶۵۶۳	۵۴۹۸۲۱۱۹
صنعت	۴	۱۹۷۱۷۸۳۲۵۹	۷۸۶۷۴۰۱۷۰
آب و برق و گاز	۵	۴۵۳۹۵۷۷۷	۷۱۵۶۷۸۵۲۶
ساختمان	۶	۱۶۷۸۲۸۰۷۹۸	۸۶۴۸۱۸۳۱
حمل و نقل	۷	۵۹۰۳۳۹۷۷	۱۴۰۵۳۹۳۵۴
ارتباطات	۸	۶۹۸۱۰۰۵	۴۱۹۷۲۳۷۳۷
مستغلات	۹	۱۷۶۶۲۴۴۸	۹۳۲۸۱۱۷۶۶
سایر خدمات	۱۰	۲۶۰۳۳۵۰۳۸	۸۶۸۴۵۳۷۷۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

یادداشت: تولیدات کالای سرمایه‌ای از جمع ستون ماتریس سرمایه برآوردی مراحل قبل برآورد شده است که با نرمال‌سازی به‌صورت تراز با ستون تشکیل سرمایهٔ ملّی جدول داده ستاندهٔ ایستای سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران برآورد می‌شود و خریدهای سرمایه‌ای نیز شامل جمع سطری ماتریس سرمایهٔ بین بخشی است.

۱. بخش خدمات دارای موجودی انبار نیست.

ماتریس ضرایب سرمایه‌ای و ضرایب تکنولوژی ملّی در جداول (۷) و (۸) گزارش شده است:

جدول ۷: ماتریس ضرایب سرمایه‌ای ملّی

Tab. 7: Matrix of the national capital coefficients

بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۰۲۴	۰	۰	۰/۰۳۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۴	۰/۰۳۹	۰/۰۲۷	۰/۳۱۲	۰/۰۱۹	۰/۵۳۹	۰/۰۴۵	۰/۰۳۳	۰/۷۸۴	۰/۰۳۷	۰/۰۶۶
۵	۰/۰۰۱	۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۶۱	۰/۰۱۷	۰/۴۳۸	۰/۰۸۲
۷	۰/۰۰۳	۰	۰	۰/۰۰۷	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۸	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۹	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۰	۰/۰۱۲	۰	۰	۰/۰۳۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰

(مآخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

یادداشت: این جدول از تقسیم ستون ماتریس سرمایهٔ برآوردی بر ستاندهٔ بخشی برآورد شده است. ماتریس سرمایهٔ اولیه برحسب سطر نرمال شده است.

جدول ۸: ماتریس ضرایب تکنولوژی ملّی

Tab. 8: Matrix of the national technology coefficients

بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۱۹۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۱۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴
۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۸	۰/۰۷۶	۰/۱۱۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۲۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
۴	۰/۱۳۱	۰/۰۰۵	۰/۰۵۱	۰/۲۸۸	۰/۰۳۳	۰/۲۹۱	۰/۱۵۳	۰/۰۴۰	۰/۰۱۹	۰/۰۶۳
۵	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	۰/۰۲۰	۰/۰۴۹	۰/۰۹۷	۰/۰۰۳	۰/۰۱۶	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۱۵
۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۵۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۲۵	۰/۰۰۵
۷	۰/۰۴۲	۰/۰۱۶	۰/۰۵۴	۰/۰۴۱	۰/۰۳۱	۰/۰۷۲	۰/۰۶۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۲۶
۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۳۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳
۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۱۱	۰/۰۰۷	۰/۰۳۷
۱۰	۰/۰۷۲	۰/۰۱۸	۰/۰۴۴	۰/۰۷۴	۰/۰۲۸	۰/۱۰۴	۰/۰۹۶	۰/۰۴۲	۰/۰۰۸	۰/۰۷۳

(مآخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

یادداشت: این ماتریس از تقسیم ماتریس تقاضای واسطه‌ای بین بخشی جدول داده ستاندهٔ ایستای ملّی سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران بر ستاندهٔ بخشی برآورد شده است.

براساس رابطهٔ GBX، سرمایه‌گذاری موردنیاز بین بخشی در سال ۱۳۹۵ و اختلاف میان سرمایه‌گذاری مورد نیاز و سرمایه‌گذاری انجام شده در این سال در جدول (۹) گزارش شده است.

جدول ۹: سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای تحقق اهداف نرخ‌های رشد برنامهٔ توسعهٔ ششم در صورت نرمال‌سازی در سال ۱۳۹۵ (میلیون ریال)

Tab. 9: The investment required to achieve the goals of the growth rates of the sixth development program in case of normalization in 2016 (million Rials).

بخش	شمارهٔ بخش	سرمایه‌گذاری موردنیاز	سهم سرمایه‌گذاری موردنیاز از کل	اختلاف سرمایه‌گذاری موردنیاز و انجام‌شده
کشاورزی	۱	۲۵۲۱۶۴۳۴۲۱	۰/۰۶۹۸	-۲۲۰۶۴۳۷۹۹۳
نفت و گاز	۲	۴۰۹۹۱۰۲۳	۰/۰۰۱۱	-۳۵۱۳۵۱۶۳
معدن	۳	۸۹۹۰۵۷۵۶	۰/۰۰۲۵	-۷۹۶۸۹۱۹۲
صنعت	۴	۱۸۳۳۷۵۸۴۳۱۰	۰/۵۰۷۷	-۱۶۳۶۵۸۰۱۰۵۰
آب و برق و گاز	۵	۴۰۸۵۶۱۹۹۵	۰/۰۱۱۳	-۳۶۳۱۶۶۲۱۸
ساختمان	۶	۱۲۵۸۷۱۰۵۹۸۹	۰/۳۴۸۵	-۱۰۹۰۸۸۲۵۱۹۰
حمل و نقل	۷	۴۸۹۹۸۲۰۱۵	۰/۰۱۳۶	-۴۳۰۹۴۸۰۳۸
ارتباطات	۸	۱۳۵۴۳۱۵۰۹	۰/۰۰۳۷	-۱۲۸۴۵۰۵۰۴
مستغلات	۹	۰	۰/۰۰۰۰	۱۷۶۶۲۴۴۸
سایر خدمات	۱۰	۱۵۰۹۹۴۳۲۲۵	۰/۰۴۱۸	-۱۲۴۹۶۰۸۱۸۶
جمع	-	۳۶۱۲۱۱۴۹۲۴۷	۱	-

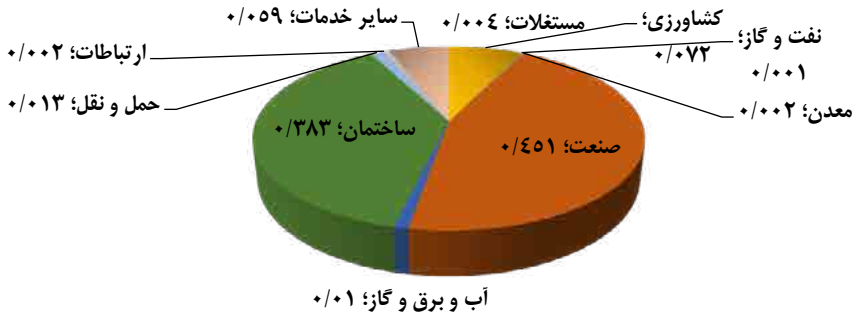
(مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

٦. نتیجه‌گیری

کاربردهای مدل‌های داده ستاندهٔ پویا بر کسی پوشیده نیست. یکی از مهم‌ترین بخش‌های مدل‌های داده ستاندهٔ پویا، ماتریس سرمایهٔ بین بخشی است که به کمک ضرایب سرمایه‌ای حاصل از آن می‌توان به بررسی رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق نرخ‌های رشد برنامه‌ریزی شده و... پرداخت؛ امّا در ایران به دلیل نبود اطلاعات کافی در تمامی بخش‌های اقتصادی، برآورد ماتریس سرمایهٔ بین بخشی با مشکلاتی مواجه شده است؛ لذا از این جهت بیشتر مطالعات انجام‌گرفته در کشور، به برآورد جداول داده ستاندهٔ ایستا ملّی و حوزه‌های مرتبط با آن وابسته شده‌اند. در این پژوهش تلاش شده است تا سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق اهداف برنامهٔ ششم توسعه براساس جدول داده ستاندهٔ پویای ملّی سال ۱۳۹۵ برآورد گردد. برای این‌منظور از اطلاعات آماری مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سازمان ملّی بهره‌وری و گزارش قانون برنامهٔ ششم توسعه استفاده شده است.

شکل (۲) نشان‌دهندهٔ موجودی سرمایهٔ خالص به تفکیک نوع دارایی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ است که در تمام سال‌های ۱۳۹۰ تا پایان ۱۳۹۹ ارزش موجودی سرمایهٔ خالص دارایی ساختمان بیشتر از ماشین‌آلات بوده است. جدول (۲) نشان‌دهندهٔ سهم بخش‌های ۱۰گانهٔ اقتصادی از کل موجودی سرمایهٔ کشور به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ است. براساس اطلاعات این جدول، بیشترین سهم‌ها بین سال‌های ۱۳۹۵ تا پایان ۱۳۹۹ مربوط به بخش‌های مستغلات، خدمات و حمل و نقل است.

براساس اطلاعات مجموعهٔ نمودارهای شکل (۳) دیده می‌شود که رشد بخشی در اکثر بخش‌ها به صورت نزولی بوده است و در سال ۱۳۹۹ رشد بسیار محدودی را داشته است؛ هم‌چنین اطلاعات جدول (۳) نشان می‌دهد که، بیشترین سهم تقاضای واسطه‌ای مربوط به بخش صنعت است؛ هم‌چنین بیشترین تقاضای نهایی خالص‌شده و قدرمطلق تراز تجاری به‌ترتیب مربوط به بخش‌های خدمات و نفت و گاز است. براساس اطلاعات جدول (۴) بیشترین سهم ساختمان مربوط به بخش مستغلات است. بخش خدمات و نفت و گاز و حمل و نقل در رتبه‌های بعدی قرار دارند. هم‌چنین بیشترین سهم ماشین‌آلات نیز مربوط به بخش آب و برق و گاز، ارتباطات و خدمات است. براساس اطلاعات جدول (۵)، بیشترین سهم موجودی انبار بخش کشاورزی از کل که نشان‌دهندهٔ ضرایب تکنولوژی ملّی بخش کشاورزی نیز هست؛ مربوط به خود بخش کشاورزی است و برای صنعت نیز سهم بخش صنعت بیشترین مقدار است. دلیل این اتفاق نرمال کردن اعداد موجودی انبار دو بخش کشاورزی و صنعت برحسب ستون ماتریس ضرایب فنی است. سهم سرمایهٔ تولیدی هر بخش از کل و سهم سرمایهٔ خریداری شده هر بخش از کل براساس جدول (۶) در دو شکل (۴) و (۵) نمایش داده شده است:



شکل ٤: سهم سرمایهٔ تولیدی هر بخش از کل (درصد)، (مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۱).

Fig. 4: The share of productive capital of each part of the total (percentage), (source:research findings, 2022).

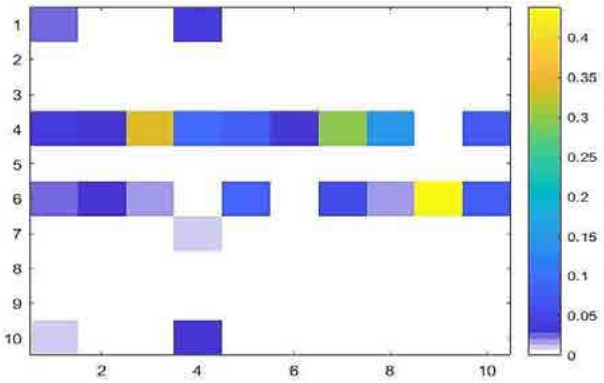
شکل ٥: سهم سرمایهٔ خریداری شده هر بخش از کل (درصد)، (مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱٤۰۱).

Fig. 5: The share of purchased capital of each part of the total (percentage), (source: research findings, 2022).

با توجه به شکل‌های (۴) و (۵)، بیشترین سهم تولید کالای سرمایه‌ای بر اساس برآوردها مربوط به بخش صنعت و بعد بخش خدمات و بخش کشاورزی است. همچنین براساس بیشترین سهم خریدهای بخشی کالای سرمایه‌ای نیز مربوط به بخش‌های مستغلات، سایر خدمات و آب و برق و گاز است. به کمک داده‌های جمع‌آوری شده درنهایت به پرسش‌های پژوهش پاسخ داده خواهد شد:

- ماتریس ضرایب سرمایه‌ای چه‌قدر است؟ نرمال کردن سطری چه اثری بر مقدار ضرایب سرمایه‌ای سال ۱۳۹۵ داشته است؟

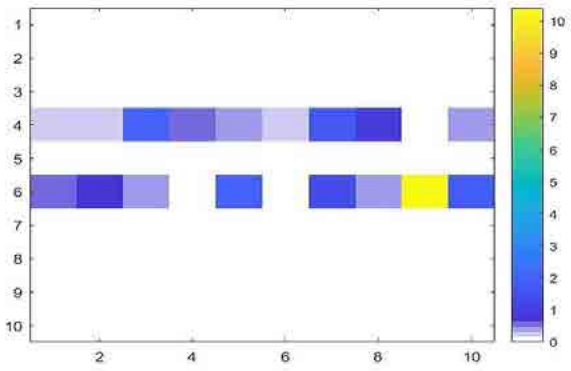
برای تحلیل نتایج جدول (۷) از نمودار ماتریس شکل (۶) استفاده شده است. با توجه به شکل (۶) بزرگ‌ترین ضریب سرمایه‌ای بین‌بخشی مربوط به بخش‌های ساختمان و مستغلات است. هرچه ظرفیت‌های بدون استفاده به‌طور نسبی کمتر باشد، مقدار ضرایب برآوردی کمتر خواهد شد. ازطرفی وقفهٔ زمانی میان سرمایه‌گذاری و تولید بخشی نیز می‌تواند این ضرایب را دستخوش تغییر کند. هرچه وقفهٔ زمانی میان تولید و سرمایه‌گذاری کمتر باشد، ضریب سرمایه‌ای مقدار کمتری است. این وقفه‌های زمانی می‌توانند ناشی از بروکراسی اداری و تنگناهای اجرایی باشند؛ این بدان‌معناست که احتمالاً وقفه زمانی تولید تا بهره‌برداری یا پیش تولید کالاهای سرمایه‌ای بخش بسیار زیاد است و از تمام ظرفیت‌های این بخش به درستی استفاده نشده است.



شکل ٦: نمودار ماتریس ضرایب سرمایه‌ای با نرمال کردن سطری (مأخذ: یافته‌های پژوهش، ١٤٠١).

Fig. 6: Diagram of the matrix of capital coefficients with line normalization (source: research findings, 2022).

لذا براساس جدول (۷) و نمودار (۶) باید گفت که ضرایب برآوردی به‌دلیل نرمالایز شدن سطری به‌صورت متوسط برآورد خواهند شد؛ لذا با ضرب کردن ضرایب سرمایه‌ای در تعداد بخش‌های اقتصادی، بخش‌های صنعت و ساختمان به‌عنوان بخش‌های سرمایه‌بر تعیین می‌شوند؛ اما در دیگر پژوهش‌ها هم‌چون پایان‌نامهٔ نوری (۱۳۹۰)، ماتریس سرمایه، از ادغام ماتریس سرمایهٔ ثابت و موجودی انبار بدون نرمالایز کردن برآورد می شد. با برآورد ماتریس ضرایب سرمایه‌ای به شیوهٔ پایان‌نامهٔ نوری (۱۳۹۰) و با توجه به داده‌های سال ۱۳۹۵ نتایج شکل (۷) به‌دست آمده است.



شکل ۷: نمودار ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بدون نرمال کردن سطری (مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

Fig. 7: Diagram of the matrix of capital coefficients without linear normalization (source: research findings, 2022).

در صورت عدم نرمال‌سازی سطری، دیده می‌شود که ضرایب بزرگ‌تر برآورد می‌شوند؛ ولی به‌دلیل تفاوت جمع ستونی ماتریس سرمایه با تشکیل سرمایهٔ جدول داده ستاندهٔ ایستا، عملاً بخشی از اثرات سرمایه‌ای در ماتریس برآورد شده، دیده نخواهد شد؛ لذا برای تراز شدن جدول داده ستاندهٔ پویا نیاز است، پسماندی به‌صورت ستونی به جدول برآوردی اضافه شود. در غیر این‌صورت با کسر کردن تشکیل سرمایهٔ برآوردی از تقاضای نهایی در جدول داده ستانده، مقدار تقاضای نهایی خالص شده از تشکیل سرمایه و موجودی انبار دو بخش صنعت و ساختمان منفی برآورد خواهد شد. بزرگ بودن بیش از حد ضرایب برآوردی علت اصلی این اتفاق است.

- مقدار سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق رشد مورد تأکید در برنامهٔ ششم توسعه برای بخش‌های اقتصادی در دو حالت نرمال شده و نرمال نشده در سال ۱۳۹۵ چه‌قدر بوده است؟

جدول (۹) با فرض نرمال‌شدن سطری برآورد شده است؛ نتایج این جدول نشان می‌دهد که در تمامی بخش‌ها به‌غیر از مستغلات نیازمند افزایش سرمایه‌گذاری بوده‌ایم؛ تا اهداف برنامهٔ توسعهٔ ششم برای سال ۱۳۹۵ تحقق یابد؛ هم‌چنین سرمایه‌گذاری موردنیاز در حالتی که ضرایب سرمایه‌ای نرمال نشده است، به‌صورت جدول (۱۰) است:

جدول ۱۰: سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق اهداف نرخ‌های رشد برنامهٔ توسعهٔ ششم در صورت عدم نرمال‌سازی در سال ۱۳۹۵ (میلیون ریال)

Tab. 10: The investment required to achieve the goals of the growth rates of the sixth development program in case of non-normalization in 2016 (million Rials).

بخش	شمارهٔ بخش	سرمایه‌گذاری موردنیاز	سهم سرمایه‌گذاری موردنیاز از کل	اختلاف سرمایه‌گذاری موردنیاز و انجام شده
کشاورزی	۱	۳۲۹۴۴۷۶۶	۰/۰۰۰۱	۲۸۲۲۶۰۶۶۰
نفت و گاز	۲	۲۵۱۸۶۶۱۱	۰/۰۰۰۱	-۱۹۳۳۰۷۵۰
معدن	۳	۴۱۶۰۶۱۲	۰/۰۰۰۰	۶۰۵۵۹۵۰
صنعت	۴	۱۰۹۰۷۵۰۶۶۷۵۱	۰/۲۶۷۱	-۱۰۷۱۰۳۲۸۳۴۹۱

بخش	شمارهٔ بخش	سرمایه‌گذاری موردنیاز	سهم سرمایه‌گذاری موردنیاز از کل	اختلاف سرمایه‌گذاری موردنیاز و انجام شده
آب و برق و گاز	۵	۱۴۳۶۵۲۷۹	۰/۰۰۰۰	۳۱۰۳۰۴۹۷
ساختمان	۶	۲۹۹۲۳۰۷۷۹۳۷۴	۰/۷۳۲۷	-۲۹۷۵۵۲۴۹۸۵۷۵
حمل و نقل	۷	۱۲۰۴۷۵۱۵	۰/۰۰۰۰	۴۶۹۸۶۴۶۲
ارتباطات	۸	۱۷۳۵۵۷۷	۰/۰۰۰۰	۵۲۴۵۴۲۷
مستغلات	۹	۰	۰/۰۰۰۰	۱۷۶۶۲۴۴۸
سایر خدمات	۱۰	۱۵۱۶۸۵۳۳	۰/۰۰۰۰	۲۴۵۱۶۶۵۰۵
جمع	-	۴۰۸۴۱۱۴۵۵۰۲۲	۰/۰۰۰۰	-

(مآخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱).

براساس اطلاعات جدول (۱۰) در صورت عدم نرمال‌سازی سطری، باید سرمایه‌گذاری فقط در بخش‌های نفت و گاز، صنعت و ساختمان افزایش‌یابد و در سایر بخش‌های اقتصادی نیازی به سرمایه‌گذاری بیشتر نیست. لذا نتایج دو جدول (۹) و (۱۰) نشان می‌دهند که در اکثر بخش‌ها سرمایه‌گذاری موردنیاز در حالت نرمال شده بیشتر از سرمایه‌گذاری موردنیاز در حالت عدم نرمال‌سازی سطری برآورد شده است.

- در کدام‌یک از بخش‌های اقتصادی نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر بوده است؟ نتایج را در دو حالت نرمال شده و نرمال نشده برای سال ۱۳۹۵ مقایسه کنید؟

براساس اطلاعات جدول (۹) در صورت نرمال‌سازی سطری، بیشترین سرمایه‌گذاری موردنیاز مربوط به بخش صنعت بوده است؛ هم‌چنین بخش ساختمان و کشاورزی در جایگاه دوم و سوم قرار داشته‌اند. این درحالی است که براساس اطلاعات جدول (۱۰)، در صورت عدم نرمال‌سازی سطری، بیشترین سرمایه‌گذاری موردنیاز مربوط به بخش ساختمان، صنعت و کشاورزی است.

۷. پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

- تکمیل اطلاعات موجودی انبار بخش‌های اقتصادی به کمک روش‌های آماری و غیرآماری
- برآورد حداکثر نرخ رشد اقتصادی در شرایط اشتغال کامل
- بررسی رونق و رکود اقتصادی در طول برنامهٔ توسعهٔ ششم
- برآورد خریدهای سرمایه‌ای برای تحقق تولید بالفعل ملّی.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان به‌منظور کمک در جمع‌آوری اطلاعات آماری قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نگارندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، اعلام می‌دارند که هر دو به یک میزان در نگارش این پژوهش نقش داشته‌اند.

تضاد منافع

نگارندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

کتابنامه

– ابوطالبی، مینا، (۱۳۹۶). «تحلیل عامل محور از اثرات سرریزی و بازخوردی در مدل داده ستاندهٔ دومنطقه‌ای (استان اصفهان و سایر استان‌های کشور)». رسالهٔ دکتری، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

– ابوطالبی، مینا؛ و اکبری، نعمت‌الله، (۱۳۹۷). «شبیه سازی الگوی داده ستاندهٔ ترتیبی (جدول داده ستاندهٔ ایران، ۱۳۹۰)». *پنجمین همایش کاربرد الگوهای داده- ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهرا.*

– اکبری، نعمت الله؛ و مینا، ابوطالبی، (۱۳۹۹). *تحلیل داده ستانده منطقه‌ای.* سازمان برنامه و بودجه کشور.

– آسیایی، محمد، (۱۳۸۰). «محاسبه ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۰»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳(۹): ۱۲۷-۱۶۰.

– بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۹۶) و (۱۳۹۹). «گزارش موجودی سرمایهٔ کشور».

– بانویی، علی‌اصغر، (۱۳۷۵). «کاربرد الگوی پویای داده ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی ایران». *علمی برنامه ریزی و بودجه*، ۱(۴): ۲۱-۳۷.

– بانویی، علی‌اصغر؛ و بزازان، فاطمه، (۱۳۸۵). «نقش و اهمیت ابعاد فضا در محاسبه جداول داده ستانده منطقه‌ای (پدیده فراموش شده در ایران)»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸ (۲۷): ۸۹-۱۱۴.

– بزاران، فاطمه؛ و سماواتی، آیدا، (۱۳۹۹). «آثار توزیعی مالیات بر دی اکسید کربن بر مخارج خانوارها درایران: رویکرد داده ستانده زیست محیطی». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۱): ۲۶۴-۲۳۹. DOI: 10.22034/ecoj.2020.10610

– بزازان، فاطمه؛ بانویی، علی‌اصغر؛ و کرمی، مهدی، (۱۳۸۶). «تأمل بیشتری درخصوص توابع سهم مکانی نوین بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان تهران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۱): ۲۷-۵۳.

– بهنامیان، مهدی؛ شجاعی، عبدالناصر؛ و حاجی، غلامعلی، (۱۴۰۰). «پیش بینی دینامیک سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۴۰): ۱۳۷-۱۷۹. DOI: 10.22084/aes.2021.24574.3315

– ترحمی، فرهاد؛ بزازان، توفیق؛ و فارسی، فرشته، (۱۳۹۹). «محاسبه ضرایب داده ستاندهٔ سه منطقه‌ای، روش ترکیبی سهم جاذبه (مطالعهٔ موردی: مناطق نفت خیز استان تهران سایر اقتصاد ملّی». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۳(۲۸): ۲۰۱-۱۷۱.

– تقوی، امیر؛ و پهلوانی، مصیب، (۱۳۹۷). «پس انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران: نتایج روش ARDL، رویکرد هم‌جمعی با لحاظ شکست ساختاری». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۲۵): ۲۰۱-۲۲۵. DOI: 10.22084/aes.2017.14380.2513

– جهانگرد، اسفندیار، (۱۳۹۳). *تحلیل‌های داده ستانده (فناوری، برنامه‌ریزی و توسعه)*. تهران: انتشارات آماره.

– رومر، دیوید، (۱۴۰۰). *اقتصاد کلان پیشرفته رومر*. ترجمه: منصور خلیلی عراقی، علی سوری، تهران: نور علم.

سازمان ملّی بهره‌وری، (۱۳۹۸).

– سوری، علی، (۱۳۸۴). *تحلیل داده ستانده*. همدان: انتشارات نور علم.

– شرکت، افسانه؛ بانویی، علی اصغر؛ جهانگرد، اسفندیار و نصیری‌اقدم، علی، (۱۴۰۰). «شناسایی مناطق و فعالیت‌های الویت دار در ایجاد ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش افزوده». *مدلسازی اقتصادی*، ۱۵(۵۶): ۱۵-۳۰. DOI: 10.30495/eco.2022.1943985.2588

– صادقی‌شاهدانی، مهدی، (۱۳۹۴). *مدل‌سازی داده ستانده*. تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق(ع).

– عباسی‌نژاد، حسین، (۱۳۸۵). «تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده ستانده». *پژوهش‌های بازرگانی*، ۱۰(۳۸): ۱ تا ۲۸.

– مرکز پژوهش‌های مجلس، (۱۳۹۱). «راهنمای حسابداری ملّی: راهنمای جدول داده ستانده(تهیه و تحلیل)». تهران: مجلس شورای اسلامی.

– نوری، فریبا، (۱۳۹۰). «ارزیابی سرمایه‌گذاری بخشی در برنامه سوم توسعهٔ اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی». (استاد راهنما: دکتر فاطمه بزازان). دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا(س).

- Abbasinejad, H., (2006). “Analysis of the effect of the increase in the price of petroleum products on the economic sectors using the input-output table”. *Business Research,* 10(38): 1 - 28. (In Persian).

- Abutalebi, M., (2016). “Factor-oriented analysis of spillover and feedback effects in the two-region input-output model (Isfahan province and other provinces of the country)”. Doctoral Thesis, School of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University. (In Persian).

- Abutalebi, M. & Akbari, N., (2017). “Simulation of sequential input-output pattern (Iran output data table, 2019)”. *The 5th conference on the use of data-output models in economic and social planning,* Al-Zahra University. (In Persian).

- Akbari, N. & AbuTalebi, M., (2019). *Regional input-output analysis.* Program and budget organization of the country. (In Persian).

- Asian, M., (2010). “Calculating the matrix of intersectoral capital coefficients in Iran's economy for 1370”. *Iranian Economic Research Quarterly,* 3(9): 127-160. (In Persian).

- Banoui, A. A., (1996). “Using dynamic model of input-output in Iran's economic planning*”. Scientific Journal of Planning and Budget,* 1(4): 21-37. (In Persian).

- Banoui, A. A. & Bezazan, F., (2015). "The role and importance of space dimensions in the calculation of regional input-output Tables (a forgotten phenomenon in Iran)". *Iranian Economic Research,* 8(27): 114-89. (In Persian).

- Bazazan, F., (2002). "Dynamic input-output price model with application to IRAN". published PhD thesis UK.

- Behnamian, M.; Shujaei, A.; Haji, Gh. A., (2021). "Forecasting the dynamics of private sector investment in Iran". *Scientific Quarterly of Applied Economic Studies of Iran,* 10(40): 137-179. DOI: 10.22084/aes.2021.24574.3315 (In Persian).

- Bezaran, F. & Samavati, A., (2019). "Distributive Effects of Carbon Dioxide Tax on Household Expenditures in Iran: An Environmental Data Source Approach". *Quarterly of Applied Economic Theory,* 7(1): 264-239. DOI: 10.22034/ecoj.2020.10610 (In Persian).

- Bezazan, F.; Banoui, A. & Karmi, M., (2007). "Further reflection on the new spatial contribution functions between the dimensions of space economy and the coefficients of regional input-outputt: a case study of Tehran province". *Iran Economic Research,* 9(31): 27-53. (In Persian).

- Cao, R., (2022). «Regional Tourism Economic Impact Evaluation Based on Dynamic Input-Output Model». Analysis of Financial Problems Based on Mathematical Models.

- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, (2017) and (2020). "State capital report of the country". (In Persian).

- Chen, Y. & Dai, W., (2022). "Tracking Control of the Dynamic Input-Output Economic System Based on Data Fusion". Hindawi. Security and Communication Networks.

- Difrancesco, R., (1998). "Large Projects in Hinterland Regions: A Dynamic Multiregional Input-Output Model for Assessing the Economic Impacts". 30(1).

- Duchin, F. & Szyld D. B., (1985). "A Dynamic Input-Output Model with Assured Positive Output". Institute for Economic Analysis. New York University

- Fuentes, N. A. & Martínez Pellégrini, S., (2021). "Dynamic input-output model for a small economy". *Prob. Des*, 52(204).

- Han,Y.; Lou, X.; Feng, M.; Geng, Z.; Chen, L. & Ping, W., (2022). "Energy consumption analysis and saving of buildings based on static and dynamic input-output models". *Energy*, 239.

- Jahangard, E., (2013). *Input-output analysis (technology, planning and development)*. Tehran: Amareh Publications. (In Persian).

- Johansen, L., (1978). "On the Theory of Dynamic Input-Output Model with Different Time Profiles of Capital Construction and Finite Life-Time of Capital Equipment". Institute of Economics. University of Oslo.

- Leontief, W., (1953). *Dynamic Analysis. In Studies in the Structure of the American Economy.* edited by: W. Leontief et al. New York: Oxford University.

- Liew, C. K., (n.d.). Dynamic Multipliers for a Regional Input-Output Model.

- Ma, N.; Yin, G.; Li, H.; Sun, W.; Wang, Ze.; Liu, G. & Xie, D., (2022). "The optimal industrial carbon tax for China under carbon intensity constraints: a dynamic input–output optimization model". *Environmental Science and Pollution Research*. 29: 53191–53211.

- Majlis Research Center (2012). "National accounting guide: Guide to input-output table (preparation and analysis)". Tehran: Parliament. (In Persian).

- Nouri, F., (2018). "Evaluation of partial investment in the third program of economic, social and cultural development". Supervisor: Dr. Fatemeh Bazazan. Al-Zahra University (S). Faculty of Social Sciences and Economics. (In Persian).

- Ressl, S.; Caiani, A.; Lamperti, F.; Guerini, M.; Vanni, F.; Fagiolo, G.; Ferraresi, T.; Ghezzi, L.; Napoletano, M. & Roventini, A., (2021). "Assessing the economic effects of lockdowns in Italy: a dynamic Input-Output approach. Institute of Economic". Scuola Superiore Sant Anna.

- Romer, D., (2021*). Romer's Advanced Macroeconomics (Translation: Mansour Khalili Iraqi, Ali Souri)*. Tehran: Noor Alam.

- Sadeghi Shabanehi, M., (2014). *Data modeling.* Imam Sadegh University Press, Tehran. (In Persian).

- Sherkat, A.; Banoui, A.; Jahangard, E. & Nasiri Aghdam, A., (2021). "Identification of priority areas and activities in creating the potential capacity of value added tax". *Economic Modelling,* 15(56): 15-30. DOI: 10.30495/eco.2022.1943985.2588 (In Persian).

- Shibusawa, H. & Matsushima, D., (2022). "Assessing the economic impact of tsunami and nuclear power plant disasters in Shizuoka, Japan: a dynamic inter-regional input–output (IRIO) approach". *Asia-Pacific Journal of Regional Science,* 6: 307–333.

- Suri, A., (2005). *Analysis of the resulting data*. Hamedan: Noor Alam Publications. (In Persian).

- Taqvi, A. & Pahlavani, M., (2017). "Savings, investment and economic growth in Iran: the results of the ARDL method, a collective approach in terms of structural failure*". Quarterly of Applied Economic Studies of Iran,* 7(25): 201-225. DOI 10.22084/aes.2017.14380.2513: (In Persian).

- Tarhami, F.; Bazazan, T. & Farsi, F., (2019). "Calculation of coefficients of three regional input output, combined gravity share method (case study: oil-rich regions of Tehran province, other national economy)". *Scientific Journal of Economic Research and Policy,* 93(28): 171-201. (In Persian).

- Wang, T.; Xiao, S.; Yan, J. & Zhang, P., (2021). "Regional and Sectorial Structures and Their Dynamics of Chinese Economy". A Network Perspective from Multi-Regional Input-Output Tables.

- Zhong, W.; Song, J.; Yang, W.; Fang, K. & Liu, X., (2021). "Evolving household consumption-driven industrial energy consumption under urbanization: A dynamic input-output analysis". *Journal of Cleaner Production*. Elsevier Ltd. All rights reserved National Productivity Organization (2018). (In Persian).

Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Investigating Private and Public Investment on the Growth of the Health Sector in Iran: Multinomial Logistic Regression Approach

Shamshirbandi, M.[1], Dalmanpour, M.[2], Askari, F.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27372.3552
Received: 2023.01.14; Accepted: 2023.06.21
Pp: 37-72

Abstract

The aim of this study is to investigate private and public investment on the growth of the health sector in Iran. For this purpose, the model was investigated with the multinomial logit approach; the 1981-2019 period data of the variable were used. Based on the results of the model with the increase of private investment, the growth of the health sector increases. Also, with the increase of public investment, the growth of the health sector will increase. Among the economic factors economic growth and interest rate lead to an increase. In foreign direct investment, exchange rate and inflation rate, lead to a decrease in the growth of the health sector. Among the social factors, the literacy rate leads to an increase and the AIDS rate leads to a decrease in the growth of the health sector; among the environmental factors, the population (urbanization rate) leads to an increase in the growth of the health sector. Also, according to the defined model and the examination of the final effects, the health expenditure index and the health index (life expectancy) are related to the growth of the health sector, and the increase of these two indices causes the growth of health in Iran. Paying attention to the role of governance in the public sector investments and the profitability of private sector investments, creates favorable and eligible conditions for optimality using foreign direct investments. It also plays a role on education and training, with regard to its positive impact on health growth. Also, emphasizing the role of education and providing new and free medical services to AIDS patients is one of the suggestions of this research in improving the health sector in Iran.

Keywords: Private Investment, Public Investment, Health Sector, Multinomial Logit Approach, Final effect.
JEL Classification: O23, E43, G21.

1. PhD Student of Economics, Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran
2. Assistant Professor at Department of Economics. Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran (Corresponding Author)
Email: dalmanpour@gmail.com
3. Assistant Professor, Department of Economics. Abhar Branch, Islamic Azad University, Abhar, Iran

Citations: Shamshirbandi, M.; Dalmanpour, M. & Askari, F., (2023). "Investigating Private and Public Investment on the Growth of the Health Sector in Iran: Multinomial Logistic Regression Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 37-72. doi: 10.22084/aes.2023.27372.3552
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5189.html?lang=en

1. Introduction

Economists and policy makers make many efforts to find the optimal method and mechanism to improve the health of the society, for human happiness. If the health threatening factors are unknown, the actions taken with the aim of improving health in the society will be carried out in a doubtful or ineffective way. The limited resources of developing countries, have been spent for years in such a way that the only result was a decrease in the health of the society and an increase in mortality. Therefore, knowing which factors will be effective in improving health increases the health of the individual and society and helps individuals and governments in the optimal allocation and spending of limited individual and national resources (Raghupathi V. et al., 2020).

All governments need sufficient financial resources to invest in health. Factors such as the non-realization of all predicted sources from national income, exchange rate fluctuations, population growth, inflation, and unforeseen and costly events is what makes governments unable to participate in this type of investment. Furthermore, the investment of the private sector in health, like any type of investment, is associated with the expectation of a return on the investment and the benefit resulting from it. The amount of income available to people and income inequality are among the social factors affecting health (SDH). Also, unemployment reduces the quality of human capital. With the decrease in income people will not be able to cover health expenses. Therefore, economic growth is related to the increase in people's income, and the increase in income inequality is related to the health of people in society.

Another factor affecting household health costs is life expectancy. With the increase in life expectancy and the willingness of people to work, investment and wealth creation increases, as does the level of per capita income.

2. Material and Methods

In this research, we used data from 1981:2019; and following the studies of Canbay et al. (2022) and Giammanco et al (2019), using the Multinomial logistic regression model, private and public investment on the growth of the health sector in Iran was investigated. For this purpose, we used discrete regression models in which the dependent variable chooses values (0, 1 and 2). Therefore, the dependent variable in this model, which is used to examine private and public investment on the growth of the health sector, chooses the values (0, 1, 2), in term of Multinomial logit regression. This model considers variables related to explanatory variables affecting the growth of the health sector. The dependent

variable emphasizes the growth of the country's health sector, which is zero, one and two by using virtual variable.

In this study, 10 variables have been used as representatives of economic, social and environmental factors affecting the growth of the health sector. Economic growth, private investment, public investment, foreign direct investment, literacy rate, AIDS rate, population, exchange rate, inflation rate, and interest rate have been used as economic, social and environmental factors affecting the growth of the health sector. In this study several database have been used; Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI); WDI and WHO.

After measuring the reliability of research variables, the growth of the health sector in Iran is discussed using the Multinomial logit model.

3. Discussion

The interpretation of the Multinomial logit model coefficient values is complicated; so, we used the final effect on the dependent variable for interpretation of the model. As shown in Table 4, McFadden's statistic indicates the optimal explanatory power of the model. Also, because of the calculated Hosmer-Lemeshow test statistic, the appropriateness of the model's explanation is proven. It means, the estimated model has a good fit and the explanatory variables of the model have the ability to explain the dependent change.

a) The estimation results of the first Model: The results of calculating the effects, according to the results of Table 2, private investment has a significant positive effect on the growth of the health sector. Also, public investment has a positive and significant impact on the growth of the health sector. The results related to the final effects show that among the economic factors, economic growth and interest rate lead to an increase, while foreign direct investment, exchange rate, and inflation rate lead to a decrease of the growth of the health sector. Among the social factors, the literacy rate leads to an increase and the rate of AIDS leads to a decrease in the growth of the health sector. Among the environmental factors, the population leads to an increase in the growth of the health sector.

B) The estimation results of the second model: The results of estimating in the second model showed that the health index and the health expenditure on the growth of the health sector have been investigated. According to the results of Table 3, the estimated coefficient for the health expenditure and health index variables are significant at the 99% level. The results of the final effects section also show the positive impact of health expenditure and health index on the growth of the health sector.

4. Conclusion

The proposed models explain the dependent changes based on the results. As stated by results, the positive correlation between health and economic growth, as well as the growing health expenditures and lack of resources, it has become necessary to invest in these services.

Based on the results, private and public investment is effective on health outcomes in Iran like other countries that have a mixed health financing system (Raisi et al., 2018). Private investments in health systems, especially in poor and remote areas, are stimulated by the purchase of health services by the public sector. The results of this research confirm the impact of private and public sector investment on the growth of the health sector.

Foreign direct investment is always considered as an auxiliary lever to lift the financial burden from the host government. As the results of this research showed, foreign direct investment has not had a positive effect and has caused a decrease in the growth of the health sector in Iran. In recent years, foreign direct investment in Iran has been insignificant, possibly due to a lack of infrastructure to facilitate this type of investment. Literacy rate and education level are important indicators in improving the health of the individual and the society. The results of this study confirm the role of education and literacy rate in the growth of the health sector in Iran. One of the important social components affecting health is AIDS. Poverty, hunger, socio-economic inequalities and lack of proper education due to social taboos are among the causes of this disease. As the results of this research showed, contracting AIDS in Iran also has a negative effect on health growth. According to the results of this study, the increase in health expenditures and the health index leads to the growth of the health sector in Iran.

Acknowledgments

The authors would like to thank the anonymous reviewer for his/her useful comments and suggestions.

Observation Contribution

Mehraneh Shamshirbandi is the author, Mohammad Dalmanpour is the author's guide and Farid Askari is the author's consultant for this article.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت در ایران: رویکرد رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه

مهرانه شمشیربندی[۱]، محمد دالمن‌پور[۲]، فرید عسکری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27372.3552
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۲۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۳۱
صص: ۷۲-۳۷

چکیده

هدف مطالعهٔ حاضر بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش‌سلامت در ایران است. برای این‌منظور، مدل با رویکرد لاجیت چندگانه و براساس داده‌های سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار گرفت. براساس نتایج مدل؛ با افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاري خصوصی، رشد بخش سلامت ۴٪ افزایش می‌یابد. هم‌چنین با افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاري دولتی، رشد بخش سلامت ۷٪ افزایش می‌یابد. از بین عوامل اقتصادی، رشد اقتصادی و نرخ بهره، به ترتیب منجر به افزایش ۱۱٪ و ۳٪ و سرمایه‌گذاري مستقیم خارجی، نرخ ارز، نرخ تورم، به ترتیب منجر به کاهش ۵٪، ۱۵٪ و ۹٪ رشد بخش سلامت می‌شوند. از بین عوامل اجتماعی، نرخ باسوادی منجر به افزایش ۲۱٪ و میزان ابتلا به ایدز منجر به کاهش ۴٪ رشد بخش سلامت می‌شوند. از بین عوامل محیطی، نرخ‌جمعیت (نرخ شهرنشینی) منجر به افزایش ۰٫۳٪ رشد بخش سلامت می‌شود. هم‌چنین بنابر مدل تعریف شده و بررسی اثرات نهایی، شاخص مخارج‌سلامت و شاخص بهداشتی (امید به زندگی)، با رشد بخش‌سلامت مرتبط هستند و افزایش این دو شاخص سبب رشد سلامت در ایران می‌شود. توجه به نقش حاکمیتی در سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی و سودآوری سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی، ایجاد زمینه‌های مساعد برای دعوت و بهره‌برداری بهینه از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توجه به نقش آموزش و تحصیلات با توجه به تأثیر مثبت آن بر رشد سلامت و هم‌چنین پررنگ کردن نقش آموزش و ارائه خدمات‌درمانی جدید و رایگان به بیماران مبتلا به ایدز، از پیشنهادهای این پژوهش در ارتقاء بخش سلامت در ایران است.

کلیدواژگان: سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، بخش سلامت، رویکرد لاجیت چندگانه، اثرنهایی.
طبقه‌بندی JEL: E43, G21, O23.

*. این مقاله مستخرج از رساله دکتری مهرانه شمشیربندی به راهنمایی محمد دالمن‌پور و مشاوره فرید عسکری در دانشگاه آزاد اسلامی واحد زنجان است.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد زنجان، زنجان، ایران
Email: m.shamshirbandi@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد زنجان، زنجان، ایران (نویسندهٔ مسئول)
Email: dalmanpour@gmail.com
۳. استادیار گروه اقتصاد،دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ابهر، ابهر، ایران
Email: fi.asgarii@gmail.com

ارجاع به مقاله: شمشیربندی، مهرانه؛ دالمن‌پور، محمد؛ و عسکری، فرید، (۱۴۰۲). «بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت در ایران: رویکرد رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۳۷-۷۲. doi: 10.22084/aes.2023.27372.3552
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5189.html?lang=fa

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری برای سلامت و توسعه‌پایدار سلامت مسئولیتی مبتنی‌بر حقوق بشر است و نتایج آن براساس ارزش‌های حقوق بشری رفاه نسل‌های حال و آینده را تضمین می‌کند. گذر از چالش‌های کنونی و پیش‌رَوی رشد سلامت و دستیابی به توسعهٔ پایدار، بدون به خطر انداختن منابع موجود و آتی، از اهداف مهم تمامی دولت‌هاست. سرمایه‌گذاری برای دستیابی به سلامت و رفاه، محرکی توانمند برای توسعهٔ پایدار در یک جامعه است و شهروندان آن جامعه را قادر می‌سازد تا به بالاترین استانداردهای قابل دسترس سلامت در هر سنی دست‌یابند. سرمایه‌گذاری در ایجاد و حفظ سلامت در شرایط اضطراری به‌طور فزاینده‌ای به اولویت‌های جهانی تبدیل شده است. تغییرات اقلیمی، بلایای طبیعی و انسانی، شیوع همه‌گیری‌ها، خشونت و درگیری، روبه‌پیری رفتن جوامع، نابرابری‌های اجتماعی و جنسیتی در داخل و بین کشورها تمامی از عوامل تهدیدکنندهٔ سلامت جهانی هستند؛ اغلب افراد آسیب‌پذیر و به حاشیه‌رانده شده قربانیان اصلی بی‌عدالتی در دسترسی به سلامت هستند (دیاکووا[1] و همکاران، ۲۰۱۷). این رخدادها سرمایه‌گذاری برای دستیابی به عدالت در سلامت را تبدیل به امری حیاتی ساخته است.

در سال‌های اخیر رشد زیاد هزینه‌های سلامت در اغلب کشورهای جهان به چالش بزرگی برای دولت‌ها در تأمین منابع مالی تبدیل شده و این موضوع سبب‌شده تا دولت‌ها به سیاست‌های حفظ و ارتقاء سلامت با دید شک و تردید بنگرند. منابع محدود برخی کشورها، به‌ویژه کشورهای فقیر و نیازمند، سال‌هاست به‌گونه‌ای تخصیص داده‌شده که تنها نتیجهٔ آن کاهش سلامت جامعه و افزایش مرگ‌ومیر بوده است. بار اقتصادی و اجتماعی ناشی از بیماری و نابرابری برای دولت‌ها همواره مشکل‌ساز بوده و فشارهای محیطی، اقدامات ریاضتی و بودجه‌های انقباضی دولت‌ها نیز همگی بر چشم‌انداز زندگی شاد، سالم و سازنده در طول نسل‌ها تأثیرگذار بوده‌است. روندهای آماری نشان‌دهندهٔ افزایش تقاضا در مراقبت‌های سلامت و به‌دنبال آن افزایش بار اقتصادی بوده است؛ مگر آن‌که سیاست‌های مقرون‌به‌صرفه و مؤثری در ارائه خدمات مراقبتی اتخاذ شده باشد.

تمامی دولت‌ها برای سرمایه‌گذاری در سلامت به منابع مالی کافی نیاز دارند و عواملی، ازجمله محقق‌نشدن تمامی منابع پیش‌بینی شدهٔ درآمد ملی، نوسانات نرخ ارز، افزایش جمعیت، افزایش تورم و رخدادهای پیش‌بینی نشده و هزینه‌بر در اغلب مواقع دولت‌ها را در این امر ناتوان ساخته است. ارزیابی سرمایه‌گذاری در سلامت و رفاه با توجه به مفهوم مالی بازگشت سرمایه صورت می‌گیرد و دربر گیرندهٔ جنبه‌های سه‌گانهٔ ارزش محیطی، اقتصادی و اجتماعی است. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در سلامت نیز با انتظار بازگشت سرمایه و منفعت اقتصادی ملموس ناشی از آن همراه است؛ خانواده‌ها نیز به‌عنوان یک سرمایه‌گذار بخش خصوصی ممکن است به‌دلیل وجود هزینه‌های دیگر مانند: هزینهٔ خوراک، مسکن، پوشاک و تحصیل در سبد خانوار به سرمایه‌گذاری‌های آتی سلامت (بیمه درمانی) نپردازند؛ که این امر منجر به ایجاد ناهنجاری در سلامت، شادی و تاب‌آوری خانواده خواهد شد (واجاه[2] و همکاران ، ۲۰۱۹؛ برخورداری و جلیلی بوالحسنی، ۱۳۹۷).

یافتن رابطهٔ بین شواهد موجود در تصمیم‌گیری و اطمینان یافتن از ارتباط بین شواهد و سیاست‌های سرمایه‌گذاری و بهبود سلامت در جوامعی که شناخت لازم از عوامل تهدیدکنندهٔ سلامت را ندارند اغلب به بیراهه

1. Dyakova
2. Whajah, G. et al.

رفته است؛ ازاین‌رو جوامع هدفمند همواره به‌دنبال یافتن ارتباط منطقی بین نیازمندی‌های سلامت، عوامل‌نقش‌آفرین در ارتقاء سلامت، تخصیص بهینهٔ منابع سلامت، توأم با پیشگیری از هدر رفت منابع سلامت بوده‌اند (راگاپتی[1] و همکاران،۲۰۲۰). سیاست و شیوه‌های سرمایه‌گذاری در سلامت اگر بدون تأثیر بر رشد و توسعهٔ بخش سلامت باشد و منجر به ایجاد هزینه برای اقتصاد جامعه و خانواده‌ها شوند ناپایدار خواهند بود و در طی زمان از بین خواهند رفت (دیاکووا[2] و همکاران، ۲۰۱۷). از آنجا که سلامت به‌عنوان یک نیاز اساسی در زندگی شمرده می‌شود، حتی در کشورهایی که دارای سیستم اقتصادی سرمایه‌داری هستند، دولت‌ها در سیاست‌گذاری و ارائه خدمات سلامت مداخله کرده و منابع خاص و متفاوتی را به ارتقاء آن تخصیص می‌دهند؛ این امر نشان‌دهندهٔ نیاز بخش سلامت در بهره‌مندی از سرمایه‌گذاری طیف‌های مختلف و متنوع اقتصادی در تأمین منابع موردنیاز آن است.

از این‌رو این مطالعه با این هدف صورت گرفته است که آیا سرمایه‌گذاری در سلامت اعم از بخش دولتی و خصوصی بر رشد سلامت در ایران تأثیرگذار است؟

در همین‌راستا و به‌منظور روشن شدن این موضوع که سرمایه‌گذاری‌های دولت و هم‌چنین بخش خصوصی چه تأثیری بر رشد بخش سلامت در ایران دارد، به عملکرد و تأثیر دو تابع یا عملگر «شاخص‌بخش سلامت» و «مخارج بخش سلامت» بر رشد بخش سلامت در ایران پرداخته شده است. مطالعهٔ حاضر با درنظر گرفتن طیف گسترده‌ای از عوامل اقتصادی و اجتماعی، توسعهٔ بخش سلامت در ایران با رویکرد رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه را مورد مطالعه قرار خواهد داد. هم‌چنین در بخش دوم، ادبیات موضوع در این حوزه به‌همراه مطالعات صورت‌گرفته خارجی و داخلی مطرح شده؛ و در بخش سوم، ساختار مدل ارایه شده با رویکرد رگرسیون گسسته لاجیت چندگانه ارایه می‌گردد. در قسمت چهارم یافته‌های حاصل از برآورد مدل و در بخش پنجم به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

هرچند حفظ و توسعهٔ سلامت در جامعه وظیفهٔ اصلی دولت و وزارت بهداشت است، اما رسیدن به این هدف بدون درنظر گرفتن مشارکت بخش خصوصی و هم‌چنین متغیرهای اجتماعی، اقتصادی و محیطی مقدور نیست؛ زیرا بسیاری از عوامل مؤثر بر سلامت در خارج از سیستم سلامت قرار داشته و برای دستیابی به توسعهٔ سلامت توجه به تعاملات بین‌بخشی و نقش سایر تعیین‌کننده‌های اجتماعی، اقتصادی و محیطی در توسعهٔ سلامت ضروری است.

در سنجش رشد و توسعهٔ سلامت در ایران و سایر کشورها عوامل و متغیرهای متعددی در مطالعات مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. در این مطالعه نیز سعی‌بر آن است تا تأثیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی در کنار عوامل کنترلی که در بسیاری مطالعات بر سلامت مؤثر بوده‌اند، از دید تجربی و نظری مورد بررسی قرار گیرند. در ابتدا مفهوم شاخص‌های بهداشتی و مخارج بهداشتی بیان می‌شود؛ سپس مفهوم سرمایه‌گذاری در سلامت در دو بخش دولتی و خصوصی بیان خواهد شد و در ادامهٔ متغیرهای کنترلی مؤثر بر شاخص‌های مخارج بهداشتی و شاخص

---

1. Raghupathi V. et al.
2. Dyakova

بهداشتی در سه بُعد اقتصادی، اجتماعی و محیطی و دیدگاه پژوهشگران حوزهٔ اقتصاد سلامت نسبت به تأثیرگذاری این شاخص‌ها بر سلامت بیان خواهد شد.

۱-۲. مفهوم شاخص‌های سلامت

الف) شاخص بهداشتی: شاخص بهداشتی مورد بررسی در این مطالعه، «امید به زندگی»[1] است. «امید به زندگی در بدو تولد» که از این پس آن‌را «امید به زندگی» می‌نامیم، نشان‌دهندهٔ تعداد سال‌هایی است که یک نوزاد تازه متولد شده اگر به‌دلیل الگوهای رایج مرگ و میر در زمان تولدش نمیرد، انتظار می‌رود زنده بماند. امید به زندگی سطح کلی مرگ و میر یک جمعیت را منعکس می‌کند؛ مرگ و میر بالا در گروه‌های سنی جوان به‌طور قابل‌توجهی امید به زندگی را کاهش داده و یکی از با ارزش‌ترین دارایی‌های یک اقتصاد را از بین می‌برد. این مرگ‌ها موجب هدر رفت سرمایه‌گذاری‌های هنگفت یک جامعه است (بلوم و کنینگ[2]، ۲۰۰۳). شاخص امید به زندگی، نشان‌دهندهٔ کیفیت زندگی و متأثر از برنامه‌های اجتماعی، مراقبت‌های بهداشتی، آرامش روانی و تغذیهٔ سالم است. این شاخص به‌دلیل اندازه‌گیری آسان از متداول‌ترین شاخص‌های نشان‌دهندهٔ وضعیت سلامت در کشورهاست و سرمایه‌گذاری‌هایی که منجر به رشد آن شود، می‌تواند کیفیت استفاده از هزینه‌های بهداشتی در یک کشور را بهبود بخشد (فرهنگ، ۱۴۰۱؛ قنبری و همکاران، ۱۴۰۱). شاخص امید به زندگی در کشورها و مناطق مختلف از عوامل متعددی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر می‌گیرد؛ ازجمله: عوامل اقتصادی، اجتماعی و محیطی؛ و ارتباط امید به زندگی با هریک از این عوامل متفاوت است (کولومبو[3] و همکاران، ۲۰۱۸؛ مسکرپورامیری و مهدی‌زاده، ۱۳۹۸؛ موگاراگاز[4] و همکاران، ۲۰۲۲).

ب) مخارج بهداشتی: طبق تعریف بانک جهانی، شاخص مخارج بهداشتی[5] شامل «مجموع مخارج بهداشتی» است و مجموعه‌ای از وجوه موردنیاز برای خدمات بهداشتی اعم‌از درمان و پیشگیری، برنامه‌های آتی خانوار برای دریافت خدمات بهداشتی (بیمهٔ درمانی)، تغذیه و کمک‌های اضطراری پیش‌بینی نشده است. مطرح شدن شاخص مخارج بهداشتی به‌عنوان شاخصی برای سنجش وضعیت سلامت در مطالعات با این استدلال صورت گرفت که برخی از محققین معتقدند افزایش امید به زندگی و کاهش مرگ و میر نمی‌تواند نشانی از بهبود سیستم سلامت باشد. صاحب‌نظران در حوزهٔ سلامت معتقدند کاهش مرگ و میر می‌تواند به منزلهٔ زنده نگه‌داشتن افراد در شرایط توأم با ناتوانی و بیماری باشد که منجر به سنگین‌تر شدن بار مالی و روانی جوامع فقیرتر می‌شود (جهانگرد و همکاران، ۱۳۹۱). پس شاخص مخارج بهداشتی برای سنجش بخش سلامت مطرح و مورد بررسی قرارگرفت. محققین معتقدند بی‌توجهی سیاست‌گذاران به مخارج بهداشتی قطعاً برنامه‌های سلامت را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (مارتین[6] و همکاران، ۲۰۱۲). مخارج بهداشتی همیشه از اجزاء ضروری در وضعیت سلامت در دنیا بوده است. فشارهای مالی ناشی از همه‌گیری کوید-۱۹ به‌روشنی اهمیت مخارج، تأمین منابع بهداشتی و اقتصاد رفتاری

1. Life Expectancy
2. Bloom D. and Canning D.
3. Colombo et al.
4. Moga Rogoz AT et al.
5. Health Care Expenditure
6. Martin

دولت‌ها و بیماران را در تمامی نقاط دنیا نشان‌داد؛ ریسک اختلالات مالی پیش‌آمده در این همه‌گیری، درک اهمیت مخارج بهداشتی در سیاست‌گذاری‌های سلامت و توجه به سرمایه‌گذاری در مراقبت و ارتقاء سلامت را آسان‌تر کرد (مهران‌فر و همکاران، ۱۴۰۱؛ اونوفری[1] و همکاران، ۲۰۲۱). مخارج بهداشتی موجب تغییر کارایی و بهبود در نتایج سلامت می‌شود؛ پس درنظر گرفتن حداقل‌هایی در تعیین مخارج و متناسب با سیستم سلامت در هر کشور و منطقه منجر به بهبود در آن سیستم خواهد بود (هرنندز–ویلافورته[2] و همکاران، ۲۰۲۲).

۲-۲. مفهوم سرمایه‌گذاری در سلامت

الف- سرمایه‌گذاری خصوصی (PInvestment): سرمایه‌گذاری در سلامت می‌تواند تأثیر زیادی بر عملکرد اقتصادی در کشورها داشته باشد. اثر این سرمایه‌گذاری در کشورهای مختلف بنابر سطح توسعه‌یافتگی آن کشور متفاوت است. در مواردی که بازگشت سرمایه، به ویژه در کوتاه‌مدت تضمین شده باشد، سرمایه‌گذاران بخش خصوصی مشتاق و پیشقدم در انجام آن خواهند شد. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به طور غیرمستقیم از قوانین و سرمایه‌گذاری بخش دولتی تأثیر می‌گیرد؛ و فضای خالی را که بخش دولتی به هر دلیلی پوشش نداده است، پر می‌کند (بلوم و کنینگ[3]، ۲۰۰۳). در این مطالعه مجموع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش سلامت که به صورت درصدی از GDP اندازه‌گیری می‌شود، به عنوان شاخص سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در سلامت منظور شده و آمار مربوط به این متغیر از پایگاه داده‌ای بانک جهانی WDI جمع‌آوری می‌شود.

ب- سرمایه‌گذاری دولتی (GInvestment): هرگونه افزایش در سرمایه‌گذاری دولتی از طریق بهبود در موجودی سرمایه‌انسانی منجر به افزایش رشد اقتصادی خواهد شد و افزایش رشد از طریق رشد درآمد منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در بخش سلامت برای حفظ نیروی کار مولد خواهد شد (گروسمن[4]، ۱۹۷۲). محدودیت بودجه‌ای دولت‌ها اغلب منجر به ایجاد دیدگاه چالش‌برانگیز اولویت‌ها در سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دیربازده می‌شود. سرمایه‌گذاری دولت در سلامت در کشورهای درحال‌توسعه و فقیر، که اغلب با بحران کسری بودجه مواجه هستند، با مشکل تصمیم‌گیری روبه‌رو است؛ تصمیم به انجام سرمایه‌گذاری در مواردی که بازگشت سرمایهٔ آنی ندارد و یا در بلندمدت تأثیر خود را نشان می‌دهد، سیاست‌گذاران را نسبت به این امر دچار تردید می‌کند. در صورتی‌که سرمایه‌گذاری در سلامت در کشورهای درحال‌توسعه، جایی‌که هزینه‌های مقابله و درمان بیماری‌های عفونی زیاد است، برارتقاء عملکرد اقتصادی مفید واقع شده است (بلوم و کنینگ، ۲۰۰۳). در این مطالعه از مجموع سرمایه‌گذاری بخش دولتی در بخش سلامت که به‌صورت درصدی از GDP اندازه‌گیری می‌شود، به عنوان شاخص سرمایه‌گذاری بخش دولتی در سلامت استفاده شده است. آمار مربوط به این متغیر از پایگاه داده‌ای بانک جهانی WDI جمع‌آوری می‌شود.

اگر افزایش سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی در سلامت منجر به افزایش امید به زندگی افراد جامعه شود، این امر موجب عرضهٔ نیروی کار بیشتر و با طول عمری بلندتر و در نتیجه افزایش تولید خواهد شد. هم‌چنین باتوجه به

1. Onofrei M. et al.
2. Hernandez-Villafuerte
3. Bloom D. & Canning D.
4. Grossman

این‌که نیروی کار سالم‌تر از انگیزه و بهره‌وری بالاتری برخوردار است، بنابراین اگر هزینه‌های بهداشتی منجر به بهبود سلامت جامعه شود، از طریق ارتقای بهره‌وری نیروی کار سالم منجر به افزایش تولید خواهد شد (ون‌زن و مویسکن[1]، ۲۰۰۱).

۳-۲. رابطهٔ متغیرهای اقتصادی و شاخص‌های سلامت

شرایط اقتصادی از تعیین‌کننده‌های اصلی سلامت است. درآمد، ثروت، اشتغال و سایر متغیرهای اقتصادی هر فرد و خانواده‌ای که در آن متولد می‌شود، از عواملی هستند که حتی از قبل از تولد می‌توانند بر سلامت فرد تأثیر گذاشته و سلامت وی را به خطر بیاندازد. سازمان جهانی بهداشت نیز با تأکید بر رابطهٔ بین سلامت و اقتصاد و با اشاره بر ارزش ذاتی سرمایه‌گذاری در سلامت، آن را منجر به دستاوردهای مهم اقتصادی می‌داند. ارتباط شاخص‌های سلامت با متغیرهای اقتصادی زیادی توسط اقتصاددان مورد سنجش قرار گرفته است. در این مطالعه دیدگاه‌های مختلف درخصوص رابطهٔ شاخص‌های سلامت با متغیرهای پرمطرح اقتصادی مرتبط با سلامت، ازجمله رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره بررسی خواهد شد.

الف) رشد اقتصادی (GDP[2]): رشد اقتصادی از متغیرهای زیرمجموعهٔ عوامل اقتصادی مؤثر بر سلامت در یک جامعه است. سلامت و رشد اقتصادی با هم رابطه‌ای دوسویه دارند. ارتقای سطح سلامت موجب کاهش مرگ و میر و افزایش امید به زندگی می‌شود؛ در نتیجه جامعه نیروی کار سالم با طول عمر بلندتری خواهد داشت که زمان بیشتری را به کارکردن اختصاص می‌دهند. این نیروی کار چون زندگی طولانی‌تری دارند میل به تولید و ثروت‌افزایی در آن‌ها افزایش می‌یابد؛ و این موضوع در رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود؛ بنابراین با افزایش امید به زندگی رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و بلعکس (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۰؛ مکیان و همکاران، ۱۳۹۵؛ قویدل و میرغیاثی مرادی، ۱۳۹۶؛ عاقلی و دلیری، ۱۴۰۰؛ افقه و همکاران، ۱۴۰۱؛ قربانی و شایانمهر، ۱۴۰۱).

ارتباط مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی در بسیاری از کشورها به اثبات رسیده است؛ رشد اقتصادی و رشد مخارج بهداشتی محرک یک‌دیگرند. کشوری که نرخ رشد اقتصادی بالایی ندارد، شرایط اقتصادی حاکم‌بر آن موجب شرایط اقتصادی نامناسب در خانواده‌ها شده و سبب کاهش صرف مخارج بهداشتی در خانواده‌ها خواهد شد. در شرایط اقتصادی نامطلوب دولت نیز منابع کمتری به بخش سلامت اختصاص خواهد داد و این موضوع به بهداشت و سلامت آن جامعه لطمه وارد خواهد کرد. امتداد این روند مجدداً موجب کاهش رشد اقتصادی در کشور خواهد شد. در سال‌های اخیر، در برخی از کشورها، رشد سالانهٔ مخارج بهداشتی از رشد GDPشان بیشتر بوده است (متقی و همکاران، ۱۳۹۲)؛ برای مثال، این رابطه در کشورهای حوزهٔ منا نشان داده شده (اسدی و همکاران، ۱۳۹۶)؛ هم‌چنین در بین کشورهای گروه هشت[3] نیز رابطهٔ علّی یک‌طرفه از مخارج سلامت سرانهٔ حقیقی به تولید ناخالص داخلی سرانهٔ حقیقی در کشورهای اندونزی، ایران، و مالزی به اثبات رسیده؛ در کشور پاکستان نیز رابطهٔ

1. Van Zon & Muysken
2. Gross Domestic Product
3. D8

علّی از GDP حقیقی به مخارج سلامت قابل مشاهده است (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷). «حسنی صدرآبادی» و همکاران (۱۳۸۹)، «عمادزاده» و همکاران (۱۳۹۰) به ارتباط مثبت و معنادار مخارج سلامت و رشد اقتصادی در ایران اشاره داشته‌اند.

آمار مربوط به متغیر رشد اقتصادی در این مطالعه از بانک مرکزی جمع‌آوری می‌شود.

ب) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI[1]): سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌معنای ایجاد و کسب منافع پایدار برای اشخاص حقیقی و حقوقی یک کشور در یک فعالیت اقتصادی (سهامداری در شرکت‌ها و...) واقع‌در کشور دیگر است؛ به‌نحوی‌که این منافع پایدار دلالت‌بر وجود رابطهٔ بلندمدت میان سرمایه‌گذاری مستقیم از یک‌سو و موضوع مورد سرمایه‌گذاری از سوی دیگر دارد (گزارش کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل[2]، ۲۰۱۸). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صورتی‌که هم‌راستا با نیازهای کشور میزبان باشد منافع چندجانبهٔ بسیاری برای آن کشور خواهد داشت. از مهم‌ترین این منافع می‌توان به انتقال تکنولوژی‌های پیشرفته و روش‌های مدیریتی نوین در فرآیندهای تولید، افزایش اشتغال و تولید کالا و خدمات با کیفیت بهتر در کشور میزبان و به‌دنبال آن رشد اقتصادی و تبعات حاصل از رشد اقتصادی اشاره کرد. رشد اقتصادی سبب رشد شاخص توسعهٔ انسانی و امید به زندگی در کشور میزبان می‌شود (عاقلی و دلیری، ۱۴۰۰). رشد اقتصادی هم‌چنان‌که پیش از این گفته شد، موجب رشد مخارج بهداشتی در کشور خواهد شد. مهم‌ترین عاملی که سبب تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری خارجی بر شاخص‌های سلامت در یک کشور می‌شود، وجود زیرساخت‌های مناسب در آن کشور است؛ در غیر این‌صورت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سیستم سلامت کشور میزبان بی‌تأثیر خواهد بود (نگهداری، ۱۳۹۳؛ جیامانکو[3] و همکاران، ۲۰۱۹). در اروپا، متغیرهای نشان‌دهندهٔ سطح سلامت جامعه، مانند مخارج سلامت، متأثر از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند (جیامانکو و همکاران، ۲۰۱۹). به‌نظر برخی پژوهشگران تأثیر منفی و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد در ایران از دولتی بودن اقتصاد ایران منتج شده است (برخورداری و فتاحی، ۱۳۹۳؛ دودانگی، ۱۳۹۵؛ جهانگرد و همکاران، ۱۳۹۶).

در این تحقیق FDI به‌صورت مجموع سرمایه‌گذاری‌های خارجی و به‌صورت درصدی از GDP اندازه‌گیری می‌شود. آمار مربوط به این متغیر از پایگاه داده‌ای بانک جهانی WDI جمع‌آوری می‌شود.

ج) نرخ ارز (EXR): نرخ ارز ازجمله عواملی است که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر سلامت تأثیرگذار است. افزایش نرخ ارز در کشورهای واردکنندهٔ دارو و تجهیزات پزشکی مستقیماً سلامت آن جامعه را متأثر می‌سازد. دارو و تجهیزات درمانی وارداتی بیماران خاص و صعب‌العلاج با افزایش نرخ ارز به‌سرعت، گران و نایاب می‌شود و حساسیت‌های درمانی این گروه از بیماران در مواجهه با این رخ‌دادها در بسیاری از مواقع منجر به افزایش مرگ و میر آن‌ها می‌شود. با این‌که اغلب دولت‌ها در پوشش درمانی این بیماران رویکرد متفاوتی دارند، ولی گاهی سرعت افزایش نرخ ارز از سرعت چاره‌جویی دولت‌ها بیشتر است و در این حالت یا بیمار به‌دلیل عدم توان تأمین دارو و تجهیزات درمانی می‌میرد و یا خانواده‌های آن‌ها به زیر خط فقر رانده می‌شوند. از طرفی دیگر، افزایش نرخ ارز

1. Foreign Direct Investment
2. UNCTAD: United Nations Conference on Trade, World Investment Report 2018.
3. Giammanco et al.

سبب عدم ثبات اقتصادی در جامعه شده و با تأثیر منفی که بر رشد اقتصادی و سایر متغیرهای پیشران اقتصادی دارد، موجب کاهش شاخص‌های سلامت، ازجمله امید به زندگی خواهد شد (مسکرپورامیری و مهدی‌زاده، ۱۳۹۸). تأثیرگذاری عدم ثبات اقتصادی و سیاسی و نوسانات نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش تورم بخش بهداشت و درمان شده و بر مخارج بهداشتی نیز تأثیر به‌سزایی دارد (برخورداری و جلیلی‌بوالحسنی، ۱۳۹۷).

در این تحقیق از نرخ ارز حقیقی در کشور استفاده می‌شود و آمار مربوط به آن از بانک مرکزی جمع‌آوری می‌شود.

د) نرخ تورم (INF): تورم موجب ایجاد فضای نااطمینانی اقتصادی در کشور می‌شود. در فضای نااطمینانی اقتصادی استقبال از سرمایه‌گذاری کاهش‌یافته و سرمایه‌گذاری‌های پیشین هم ناکارآمد خواهد شد. هم‌چنین تورم باعث افزایش قیمت‌ها شده و در صورتی‌که دستمزد نیروی کار متناسب با نرخ تورم افزایش نیابد، افزایش سطح قیمت‌ها منجر به کاهش درآمد حقیقی خانوارها می‌گردد؛ کاهش درآمد سبب کاهش مخارج سلامت و به‌دنبال آن کاهش سطح کیفیت نیروی انسانی می‌شود. هم‌چنین در مواجهه با این بحران، خانوارها مجبور به کاهش کیفیت سطح غذایی خود هستند؛ و این امر عامل دیگری در کاهش سطح سلامت نیروی کار خواهد بود. این اختلالات، درنهایت موجب کاهش سطح سلامت و درنهایت کاهش بهره‌وری نیروی‌کار می‌شود (طبقچی‌اکبری و همکاران، ۱۴۰۱). هم‌چنین در جوامعی که با تورم شدید اقتصادی مواجه هستند، شهروندان آن جامعه همواره سعی‌بر حفظ قدرت خرید خود دارند؛ ولی وقتی با اثرات اقتصادی تورم قادر به حفظ ارزش دارایی خود نباشند و نتوانند قدرت خرید خود را حفظ نمایند احساس رضایت خاطر نخواهند داشت و این موضوع اثرات روانی بر آنها خواهد داشت. این عدم احساس رضایت خاطر روانی، ناشی از این ذهنیت است که تورم حاصل کار آنها را هدر می‌دهد و باعث می‌شود که امید به زندگی آن‌ها کاهش‌یابد (سرلک و سواری، ۱۳۹۵). افزایش تورم و تأثیر آن بر افزایش فقر در جامعه موجب افزایش جرم، جنایت و قتل در آن جامعه شده، علاوه‌بر کاهش امنیت روانی جامعه، امید به زندگی در جامعه را نیز کاهش می‌دهد (میرشفیعی و همکاران، ۱۴۰۱).

در این تحقیق نرخ تورم به‌صورت نرخ سالانه تورم در کشور تعریف و محاسبه می‌شود و اطلاعات مربوط به این متغیر از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

ه) نرخ بهره (IR): نرخ بهره یکی از متغیرهای سنجش ثبات اقتصادی در دولت‌ها است. نرخ بهره ازجمله عواملی است که فعالان اقتصادی تصمیمات خود در زمینهٔ تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف را بر پایهٔ اطلاعاتی که سیستم قیمت‌ها برای آن‌ها فراهم می‌سازد، پی‌ریزی می‌کنند. اختلال در ساز و کار قیمت و نرخ بهره بر کیفیت تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی تأثیر گذاشته و می‌تواند کارآمدی طرح‌های سرمایه‌گذاری و تولید را با مشکل مواجه کرده و سبب کاهش تولید و کاهش درآمد ملی خواهدشد؛ به‌همین دلیل، سیاست‌های پولی و مالی دولت‌ها بنابر اطلاعات سیستم قیمت‌ها در هر دوره‌ای تغییر کرده و این تغییر رویه بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری در آن سیستم تأثیرگذار خواهد بود (شالیاری و همکاران، ۱۴۰۱). مدیریت نقدینگی، تعیین نرخ بهرهٔ بانکی و مداخله در بازارهای پولی به‌دلیل مؤثر بودن در کاهش شاخص تورم تأثیر به‌سزایی بر شاخص‌های سلامت دارد (طبقچی‌اکبری و همکاران، ۱۴۰۱). با افزایش نرخ بهره، دولت‌ها بدهکارتر می‌شوند. با افزایش بدهی دولت‌ها سرمایه‌گذاری در تمامی بخش‌ها، به‌ویژه بخش بهداشت و درمان کاهش خواهد یافت. کاهش سرمایه‌گذاری در این بخش ممکن

است منجر به تأثیر منفی بر شاخص‌های توسعهٔ سلامت، ازجمله امید به زندگی و شاخص هزینه‌های بهداشتی شود.

در این مطالعه نرخ بهره به‌صورت نرخ سود سپرده‌های یک‌سالهٔ بانک‌های دولتی تعریف و محاسبه می‌شود.

٤-٢. رابطهٔ متغیرهای اجتماعی و شاخص‌های سلامت

عوامل و متغیرهای اجتماعی تعیین‌کنندهٔ سلامت، عوامل و شرایط غیرپزشکی است که فرد در آن شرایط به دنیا می‌آید، رشد می‌کند، کار می‌کند، زندگی می‌کند و پیر می‌شود؛ این عوامل درواقع شرایط زندگی روزمره را شکل می‌دهند و تأثیر مهمی بر نابرابری‌های بهداشتی دارد. تأثیر این تفاوت‌های ناعادلانه بر وضعیت سلامت در داخل و بین کشورها به‌وضوح قابل رؤیت است. در اغلب کشورها در تمام سطوح درآمد، سلامت و بیماری از یک شیب اجتماعی پیروی می‌کنند؛ هرچه موقعیت اجتماعی پایین‌تر باشد، وضعیت سلامت بدتر است؛ بنابراین، پرداختن به مؤلفه‌های اجتماعی مؤثر بر سلامت با هدف بهبود سلامت و کاهش نابرابری در سلامت، مستلزم اقدام بین‌بخشی و جامعهٔ مدنی است. در ادامهٔ ارتباط بین شاخص‌های سلامت و متغیرهای اجتماعی مرتبط با سلامت که در بسیاری از مطالعات مورد بررسی قرار گرفته‌اند مانند نرخ باسوادی و نرخ ابتلا به بیماری ایدز بررسی و نظریهٔ محققین راجع‌به ارتباط این متغیرها با شاخص‌های سلامت مطرح خواهد شد.

الف) نرخ باسوادی (Literacy rate): نرخ باسوادی که در برخی مطالعات با سطح تحصیلات از آن یاد می‌شود، از شاخص‌های تأثیرگذار بر سلامت در جوامع است. سطح تحصیلات نیز مانند برخی از عوامل دیگر دارای تأثیر مستقیم و غیرمستقیم بر سطح سلامت در یک جامعه است. فرد تحصیل‌کرده از امکانات شغلی بیشتر و بهتری برخوردار است؛ بیمهٔ درمانی و اجتماعی بهتری دارد و ریسک هزینه‌های ابتلا به بیماری را پیش‌خرید می‌کند؛ پس به وقت ابتلا به بیماری توان مالی بالاتری برای پوشش هزینه‌های درمان خود دارند. هم‌چنین افراد با تحصیلات بالاتر و درآمد بیشتر از زندگی در حاشیهٔ شهرها و ابتلا به بیماری‌ها و مشکلات ناشی از زندگی در این مناطق به دور هستند؛ بدین‌نحو امید به زندگی در این گروه از افراد افزایش خواهد یافت.

نظریه‌های متفاوتی هم درخصوص ارتباط مخارج بهداشتی و سطح تحصیلات بیان شده است؛ «گروسمن»[1] (۲۰۰۵)، معتقد است چون تحصیلات بر کارایی فرآیند تولید سلامتی تأثیرگذار است و تولید نهایی نهاده‌ها را در تابع تولید سلامت افزایش می‌دهد، هزینه‌های نهایی سلامت را کاهش می‌دهد. ازطرفی خانواده‌هایی که از سطح تحصیلات بالاتری برخوردارند به‌دلیل آشنایی بیشتر با تکنولوژی‌های نوظهور و روش‌های درمانی نوین و جدید، به‌ویژه وقتی تحت پوشش بیمه درمانی هستند، اقدام به انتخاب درمان‌های گران‌قیمت کرده و یا با ایجاد تقاضا هزینه‌های درمانی را افزایش می‌دهند (صمدپور و همکاران، ۱۳۹۳؛ مهرآرا و فرشچی، ۱۳۹۸). در آمریکا شاخص تحصیلات بیشترین تأثیر مثبت را بر امید به زندگی دارد (کتنسی[2] و همکاران، ۲۰۱۸).

در این پژوهش از متداول‌ترین تعریف برای نرخ باسوادی استفاده شده که عبارت است از تعداد افراد باسواد به کل جمعیت ۶ ساله و بالاتر. آمار مربوط به نرخ باسوادی از بانک مرکزی جمع‌آوری می‌شود.

1. Grossman
2. Ketenci et al.

ب) میزان ابتلا به بیماری ایدز (HIV): بیماری ایدز از زمرهٔ بیماری‌های عفونی جدید است که تأثیر منفی بر کیفیت زندگی مبتلایان دارد. تأثیر این متغیر بر سلامت در جوامع مختلف، متفاوت است. در ایران به‌دلیل تابوهای اجتماعی روش‌های انتقال این بیماری، به‌طور شفاف به آن پرداخته نمی‌شود. نرخ شیوع بیماری ایدز در ایران کاهش چشمگیری داشته، با این‌حال طبق گزارش سال ۲۰۲۰م. «امرو»[1]، بیماری ایدز دارای بالاترین درصد شیوع در بین بیماری‌های عفونی جدید است و بیشترین مبتلایان به این بیماری در گروه سنی ۱۶ تا ۳۰ سال هستند؛ این گروه سنی جمعیت مولد کشور را تشکیل می‌دهند. این بیماری بر شاخص سلامت جامعه تأثیری منفی دارد (گزارش پیشرفت کشور ایران در پایش جهانی ایدز، ۲۰۲۰)[2].نرخ ابتلا به ایدز در ایران با شاخص امید به زندگی نسبت عکس دارد (سیدعلینقی[3] و همکاران، ۲۰۲۱).

طبق مطالعات انجام‌شده در بعضی از کشورهای فقیر در مواجهه با بیماری ایدز، افزایش مخارج سلامت لزوماً منجر به افزایش سطح سلامت نشده است؛ هرچند عواقب ابتلا به این بیماری آن‌قدر دارای اهمیت است که پیشگیری و درمان آن جزو اهداف توسعهٔ پایدار سازمان جهانی بهداشت شمرده شده و کشورها تشویق به سرمایه‌گذاری برای مبارزه با این بیماری از محل منابع دولتی خود شده‌اند (هاآکنستاد[4] و همکاران، ۲۰۱۹؛ دیلمان[5]، ۲۰۲۰). در ایران با اجرای برنامهٔ تحول سلامت منابع بیشتری به درمان این بیماری اختصاص داده شد؛ یک-چهارم این منابع صرف برنامه‌های پیشگیری از ابتلا به بیماری ایدز شده است (گزارش پیشرفت کشور ایران در پایش جهانی ایدز، ۲۰۲۰).

در این مطالعه آمار مربوط به این متغیر از سایت سازمان جهانی بهداشت جمع‌آوری می‌شود.

۵-۲. رابطه متغیر محیطی و شاخص‌های سلامت

ارتباط عوامل محیطی و سلامت در جوامع ارتباطی پیچیده و مؤثر است. عوامل محیطی همانند شمشیری دو لبه در مواجهه با سلامت هستند؛ و در درون خود، مؤلفه‌های مثبت و منفی زیادی داشته و درنهایت، زندگی بهینه و رفاه معیشتی جامعه را تحت‌الشعاع خود قرارمی‌دهد. در هر موقعیت جغرافیایی، تفاوت‌هایی در وضعیت سلامت گروه‌های مختلف اجتماعی به‌چشم می‌خورد. حتی در نواحی مختلف جغرافیایی داخل یک کشور نیز این قبیل تفاوت‌ها کاملاً مشهود است؛ شهرنشینی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های محیطی است. اغلب محققین حوزهٔ سلامت آن را با شاخص‌های سلامت مرتبط دانسته و در مطالعات این حوزه به‌کار برده می‌شود. در ادامه نظرات برخی محققین در خصوص تأثیر این شاخص بر سلامت مطرح خواهد شد.

جمعیت (Population): متغیر محیطی مورداستفاده در این تحقیق، نرخ شهرنشینی یا سهمی از کل جمعیت است که در نواحی شهری زندگی می‌کنند. این متغیر به‌صورت بالقوه هم تأثیر مثبت و هم تأثیر منفی بر سلامت دارد. زندگی شهری از آنجا که توأم با استرس، آلودگی‌های محیطی، کم‌تحرکی و غیره است احتمال بروز اختلال در سلامت افراد را افزایش می‌دهد؛ ولی از آنجا که در محیط شهری امکان دسترسی به مراکز بهداشتی و درمانی

1. EMRO: Eastern Mediterranean Region Office
2. Country progress report Iran Global AIDS Monitoring 2020
3. SeyedAlinaghi
4. Haakenstad et al.
5. Dieleman

افزایش پیدا می‌کند؛ بنابراین امکان بهبود و درمان قبل از مزمن شدن بیماری افزایش‌یافته و احتمال مرگ و میر ناشی از بروز بیماری‌های مزمن کاهش می‌یابد. در برخی از مطالعات انجام‌شده رابطهٔ امید به زندگی و نرخ شهرنشینی در ایران مثبت و معناداری برآورد شده است (عاطفی و همکاران، ۱۳۹۹؛ منصف و همکاران، ۱۳۹۶). درحالی‌که در مطالعاتی دیگر نرخ شهرنشینی اثری منفی بر امید به زندگی داشته است (طاهری بازخانه و همکاران، ۱۳۹۴). آمار مربوط به این متغیر از بانک مرکزی جمع‌آوری می‌شود.

سازمان جهانی بهداشت[1] مقولهٔ سلامت را چندوجهی دانسته و طبق آخرین تعریف منتشر شده، سلامت را متأثر از عوامل اجتماعی–اقتصادی[2] می‌داند. همان‌طورکه عوامل اجتماعی-اقتصادی بر چگونگی سلامت شهروندان یک جامعه مؤثر است عکس این رابطه نیز برقرار است؛ یعنی سلامت بر عوامل اقتصادی و اجتماعی یک جامعه تأثیرگذار است. «گروسمن»[3] با اعتقاد به این‌که سلامت کالای سرمایه‌ای با دوام است، برای آن تابع تولید تعریف کرد؛ این تابع می‌تواند در طول زمان تحت‌تأثیر متغیرهای درون‌زا و برون‌زا قرار گیرد (گروسمن، ۱۹۷۲؛ ۲۰۰۵). سایر اقتصاددانان مانند «زوویفل»[4] و «بریر»[5] نیز با توسعهٔ این منطق، سلامت را خروجی کل سیستم مراقبت بهداشتی می‌دانند که تحت‌تأثیر ورودی‌های مرتبط است؛ به‌عنوان مثال، رابطهٔ بین مخارج بهداشتی، به‌عنوان ورودی، و پیامدهای سلامت، به‌عنوان خروجی (زولیفر و بریر، ۱۹۹۷).

۶-۲. مروری بر مطالعات پیشین

طبق بررسی‌های صورت گرفته، تحقیقی که در داخل کشور اثرات سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر توسعهٔ بخش سلامت را مورد بررسی قرار داده باشد، وجود ندارد؛ در نتیجه در این بخش، به ارائه مطالعاتی پرداخته شده که بیشترین ارتباط را با موضوع تحقیق دارا است.

الف) مطالعات خارجی: «جانبای»[6] و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی مخارج سلامت (کل، عمومی و خصوصی) و درآمد سرانه در ترکیه و کشورهای عضو (BRICS[7])، طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۰م. پرداختند. با توجه به نتایج، رابطه‌ای معنادار بین هزینه‌های سلامت کل و هزینه‌های سلامت عمومی و درآمد سرانه در کشورهای مربوطه وجود ندارد. علاوه‌بر این، رابطه‌ای یک‌طرفه از هزینه‌های سلامت بخش خصوصی به درآمد سرانه در کشور ترکیه وجود داشته‌است. در چین، روسیه، ترکیه و آفریقای جنوبی رابطه‌ای یک‌طرفه بین درآمد سرانه و هزینه‌های سلامت کل وجود داشته است؛ همچنین در هند، روسیه، ترکیه و آفریقای جنوبی نیز رابطه‌ای یک‌طرفه بین درآمد سرانه به هزینه‌های بهداشت عمومی استخراج شد.

«گیس»[8] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به ارزیابی مجدد تأثیر هزینه‌های سلامت بر رشد درآمد در مواجهه با بحران‌های جهانی سلامت، در کشورهای درحال توسعه پرداخت. نتایج نشان‌دادند درحالی‌که هزینه‌های سلامت (از محل منابع

---

1. WHO: World Health Organization
2. Socio- Economics Factors
3. Grossman
4. Zweifel
5. Breyer
6. Canbay et al.

۷. بریکس مخفف پنج اقتصاد بزرگ در حال ظهور، شامل کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است.

8. Gaies B.

دولتی و خصوصی) سبب افزایش درآمد می‌شود، جریان‌های مالی خارجی، موجب افزایش هزینه‌های سلامت نمی‌شود. علاوه‌بر این، این تأثیر مثبت به‌همراه افزایش سرمایه فیزیکی و سرمایهٔ انسانی، دوچندان خواهد شد؛ که نشان‌دهندهٔ مکمل بودن سرمایه‌گذاری در سلامت در کنار سرمایهٔ فیزیکی و سرمایهٔ انسانی است.

«شوکت»[1] و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی عوامل اجتماعی-اقتصادی اثرگذار بر پرداخت از جیب خانوارهای پاکستانی در حوزهٔ سلامت با رویکرد تطبیق ایالتی پرداختند. محققان با به‌کارگیری مدل رگرسیون چندگانه و روش حداقل مربعات هزینه‌های مراقبت‌های سلامت، در قالب پرداخت از جیب خانوارها، در ایالت‌های بلوچستان و پنجاب را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان‌دادند میانگین هزینه‌های سلامت نسبت به جنسیت سرپرست خانوار بی‌تفاوت است. هم‌چنین میزان میانگین هزینه‌های سلامت با افزایش تحصیلات سرپرست خانوار افزایش می‌یابد. علاوه‌بر این متغیرهای سن، درآمد و جنسیت سرپرست خانوار بر میزان پرداخت از جیب این دو ایالت اثرگذار و معنادار بوده است. این پژوهشگران دریافتند نوع شغل سرپرست خانوار در ایالت پنجاب متغیری تعیین‌کننده و دارای اثر مثبت قابل‌توجه بر پرداخت از جیب خانوارها بوده است؛ ولی در ایالت بلوچستان این ارتباط برقرار نبوده است.

«جیامانکو»[2] و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای «مخارج سلامت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اروپا» را بررسی نمودند. آن‌ها نقش تنظیمات مختلف نهادهای ملی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۲۸ کشور عضو اتحادیهٔ اروپا را مورد سنجش قرار دادند. به‌طور خاص این پژوهش، با این فرض که درصد مخارج بهداشت عمومی در کل مخارج بهداشتی می‌تواند به عنوان شاخصی برای کیفیت نهادی درنظر گرفته شود، بر رابطهٔ بین مخارج بهداشت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متمرکز است. به این‌منظور، از اطلاعات ۲۸ کشور اروپایی عضو اتحادیهٔ اروپا طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳م. بهره‌گیری می‌شود. در این تحقیق از سه شاخص مخارج بهداشتی دولت به کل مخارج مراقبت‌های بهداشتی، بررسی درصد پرداخت از جیب (OOP[3]) به کل مخارج مراقبت‌های بهداشتی و درصد پوشش‌دهی سلامت در کشور، رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص‌های سلامت سنجیده شده است. متغیرهای کنترل مورداستفاده در این تحقیق عبارتنداز: کیفیت نظارت دولت، اندازهٔ بازار، تلاش دولت در زمینهٔ تحقیق و توسعه در آموزش‌عالی و بهره‌وری نیروی کار. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که در کلیهٔ مدل‌ها رابطهٔ بین متغیر وابسته و متغیرهای مربوط به مخارج بهداشتی همیشه معنادار است. اما برای درصد مخارج بهداشت عمومی یک رابطهٔ مثبت و برای درصد مخارج پرداخت از جیب یک رابطهٔ منفی مشاهده شده است. متغیرهایی که سلامت جمعیت را توصیف می‌کند، همواره با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطهٔ مثبت دارند.

ب) مطالعات داخلی: «فرهنگ» (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای تأثیر عوامل مؤثر بر امید به زندگی در کشورهای منتخب اسلامی، ازجمله ایران را با تأکید بر ساختارهای مالی مورد بررسی قرار داد. این محقق ساختار مالی را اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط سیستم بانکی معرفی و به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی تعریف کرد. فرهنگ به این نتیجه دست‌یافت که تأثیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط سیستم بانکی بر امید به زندگی، مثبت و معنادار است.

1. Shaukat et al.
2. Giammanco et al.
3. Out Of Pocket

«شمشیربندی» و همکاران (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای تأثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی و محیطی بر دو شاخص امید به زندگی و مخارج سلامت در ایران را با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفهٔ گسترده سنجیدند. این محققین به این نتیجه رسیدند با افزایش رشد اقتصادی، مخارج بهداشتی افزایش پیدا می‌کند؛ هم‌چنین در بلندمدت میزان نرخ تورم و ابتلا به بیماری عفونی ایدز اثری منفی بر امید به زندگی در ایران دارد.

«فاطمی زردان» و «فطرس» (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای با تأکید بر تأثیر قابل‌توجه هزینه‌های بهداشت و درمان در سبد مخارج خانوار به بررسی اثرات شوک‌های کلان اقتصادی بر مخارج بهداشتی خانوارهای ایرانی در استان‌های کشور پرداختند. این محققین نشان‌دادند شوک تورمی، شوک مخارج دولت، شوک درآمد نفتی و شوک نرخ ارز بر افزایش مخارج بهداشتی در تمامی استان‌های کشور مؤثر بوده است؛ هرچند، آثار این شوک‌ها برای هر استان یکسان نبوده است. از بین متغیرهای بررسی شده تأثیر شوک نرخ تورم بیشترین و شوک نرخ ارز کمترین تأثیر را بر مخارج بهداشتی در اغلب استان‌های کشور داشته است.

«عیسوی» و «مویدفرد» (۱۴۰۰) با مطالعهٔ روند بودجه‌ای و شیوه‌های تأمین مالی بخش سلامت در ایران به بررسی منابع بودجه‌ای برنامه‌های حاکمیتی سلامت که اجرایشان الزام قانونی دارد، ازجمله پزشک خانواده و پروندهٔ الکترونیک سلامت، پرداختند. آن‌ها با مقایسهٔ منابع اختصاص‌یافته در قانون به این برنامه‌ها با تورم کل و تورم بخش سلامت، به این نتیجه دست‌یافتند موانعی مانند: ناپایداری منابع، درمان‌محور بودن اعتبارات، تخصیص ناکافی منابع، بی‌توجهی به برنامه‌های حاکمیتی سلامت از معضلات موجود در اعتبارات تخصیص‌یافته به بخش سلامت طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰م. بوده است. آن‌ها پیشنهاد دادند برای تأمین منابع مالی و ایجاد فرصت برای اجرای برنامه‌های حاکمیتی موردنظر با ایجاد شرکت‌های تخصصی سرمایه‌گذار سلامت، از منابع بخش خصوصی بهره‌برده شود.

«شهرکی» و «قادری» (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی–اجتماعی بر مخارج سلامت خانوار پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌داد که عوامل اقتصادی–اجتماعی نظیر افزایش درآمد و مخارج بیمه، داشتن بیمه، تعداد افراد شاغل در خانواده، باسواد بودن سرپرست، افزایش مخارج سرانه دخانیات و آموزش منجر به افزایش مخارج سلامت خانوار شده‌اند. خانوار با سرپرستی مادر، مخارج سلامت کمتری نسبت به سایر خانوارها داشت.

«ندری» و «خدابخشی» (۱۳۹۸)، به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت در ایران پرداختند. نتایج این پژوهش نشان‌داد که بین درآمدهای مالیاتی و نفتی و هزینه‌های سلامت رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد؛ هم‌چنین براساس نتایج تخمین مدل‌های این پژوهش، ضریب متغیرهای نرخ شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار و ضریب متغیرهای نابرابری درآمدی و آموزش اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های سلامت در ایران دارد.

«مهرآرا» و «فرشچی» (۱۳۹۸)، تأثیر تحصیلات بر هزینه‌های سلامتی خانوارهای ایرانی را طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ به‌روش رگرسیون چندکی بررسی کردند. نتایج این بررسی نشان‌داد اثر تحصیلات بالاتر در هزینه‌های سلامت در اکثر چندک‌ها مثبت است؛ به‌ویژه این اثر برای تحصیلات بالاتر همسران و هم‌چنین چندک‌های بالای هزینه‌های سلامت به‌مراتب قوی‌تر است.

«کردبچه» و «احمدی» (۱۳۹۶)، در پژوهشی به بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های قیمت بهداشت و درمان در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران پرداختند. نتایج این تحقیق نشان‌داد، متغیرهای نرخ ارز، نقدینگی و تولید داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده در بخش سلامت تأثیر قابل‌توجهی دارد.

«محمدنژاد» و همکاران (۱۳۹۶)، با بررسی اثر شوک رکود اقتصادی بر مخارج سلامت خانوارهای ایرانی با استفاده از مدل رگرسیون چندک‌ها نشان‌دادند شوک‌های اقتصادی اخیر وارد شده بر اقتصاد ایران منجر به افزایش مخارج سلامت خانوارهای ایرانی شده است؛ این افزایش در تمامی دهک‌های درآمدی یکسان نبوده و دهک‌های بالای درآمدی بیشتر تحت‌تأثیر این نوسانات قرار گرفته‌اند؛ هم‌چنین درآمد خانوارها، وضعیت اشتغال، نرخ تورم و سطح تحصیلات در دهک‌های بالای درآمدی تأثیر بیشتری بر مخارج سلامت خانوارها دارند.

«ایزدخواستی» و «بالغی اینالو» (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به تحلیل اثرات هزینه‌های تخصیصی دولت در حوزهٔ سلامت و ممانعت از انتشار آلاینده‌ها بر رشد اقتصادی با رویکرد رشد درون‌زا پرداختند. در این مطالعه با بررسی جایگزینی پرداخت منابع دولتی به حوزهٔ سلامت، با هدف ممانعت و کاهش انتشار آلاینده‌ها، در مقایسه با پرداخت‌های انتقالی و مستقیم یارانه به‌منظور کاهش اثرات جانبی آلودگی هوا به خانوارها، این امر را سبب افزایش نرخ رشد اقتصادی در کشور دانسته‌اند.

«عسگری» و «بادپا» (۱۳۹۴)، در پژوهشی اثر مخارج سلامت بر وضعیت سلامت (امید به زندگی) افراد در ایران را با استفاده از منابع بخش خصوصی و عمومی بررسی نمودند. نتایج این پژوهش نشان‌داد که کل مخارج سلامت بر امید به زندگی در بدو تولد و نرخ خام مرگ و میر اثر مثبت و بر نرخ مرگ و میر کودکان اثر منفی می‌گذارد؛ و اثر مخارج بخش عمومی بر وضعیت سلامت را بیشتر از مخارج سلامت بخش خصوصی برآورد کردند.

«اسدزاده» و همکاران (۱۳۹۴)، با بررسی ارتباط مخارج سلامت دولتی و خصوصی با رشد اقتصادی در ایران دریافتند، سرانهٔ مخارج سلامت دولتی با سرانهٔ تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای مثبت و معنادار دارد. آن‌ها این تأثیر مثبت را ناشی از نقش راهبردی دولت در ارتقاء سلامت و افزایش افزایش تولید سرانه دانسته‌اند.

فطرس و همکاران (۱۳۹۱)، با بررسی اثر آزادی اقتصادی بر امید به زندگی گروهی از کشورهای منتخب که شامل ایران نیز است، دریافتند رشد اقتصادی و همچنین کل شاخص آزادی اقتصادی بر امید به زندگی اثر مثبت و معنادار دارد. این پژوهش، محققین نشان‌دادند آزادی اقتصادی نسبت به رشد اقتصادی، در افزایش امید به زندگی در کشورهای مورد مطالعه، اثر بیشتری داشته است.

«عمادزاده» و همکاران (۱۳۹۰)، به شناسایی تأثیر مخارج سلامت خانوارهای ایرانی بر رشد اقتصاد در استان‌های کشور پرداختند. نتایج این بررسی نشان‌دهندهٔ اثر مثبت رشد مخارج سلامت خانوار و سرمایه‌گذاری عمرانی دولت بر رشد اقتصادی استان‌های ایران بوده است.

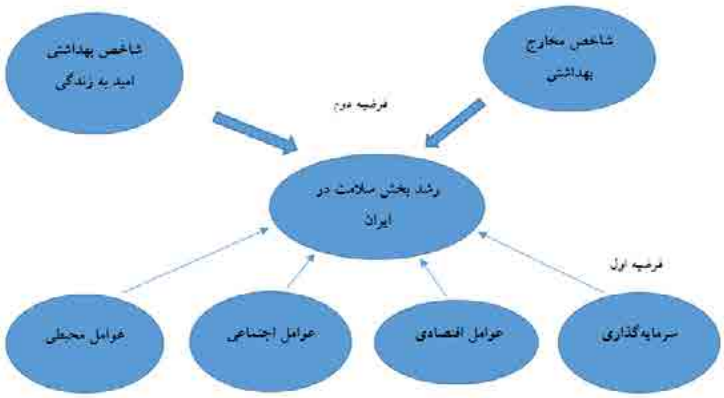
با توجه به این‌که در مطالعات انجام‌شدهٔ پیشین، مسأله تحقیق حاضر به‌شکل مستقیم مورد بررسی قرار نگرفته است؛ مطالعهٔ حاضر در راستای این مطالعات و به‌شکل تکمیلی، به بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت در ایران با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی گسستهٔ لاجیت چندگانه می‌پردازد؛ از این‌رو، می‌توان نوآوری‌های این مطالعه را به‌صورت زیر برشمرد که اولاً دورهٔ مطالعهٔ جامع‌تری نسبت به مطالعات پیشین را شامل

می‌شود؛ ثانیاً در مطالعهٔ حاضر با بررسی دقیق ویژگی‌های داده‌های موردمطالعه و نحوهٔ اثرگذاری آن‌ها و هم‌چنین استفاده از معتبرترین روش‌های اقتصادسنجی متناسب با این ویژگی‌ها، می‌توان نتایجی معتبر و به‌واقع نزدیک‌تر ارائه داد. باتوجه‌به مباحث مطرح شده، مدل مطالعهٔ حاضر از مطالعات جانبای و همکاران[1] (۲۰۲۲) و جیامانکو و گیتو[2] (۲۰۱۹) پیروی می‌کند. در این پژوهش فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار خواهند گرفت:

فرضیهٔ اول: بین سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی و رشد بخش سلامت در ایران ارتباط معنادار وجود دارد.

فرضیهٔ دوم: بین شاخص بهداشتی و مخارج بهداشتی با رشد بخش سلامت در ایران ارتباط معنادار وجود دارد.

مدل مفهومی پژوهش در نمودار ۱ ارائه شده است:



نمودار ۱: مدل مفهومی مطالعه

Diag. 1: Conceptual model of the study

۳. روش‌شناسی پژوهش

در مقالهٔ حاضر به پیروی از مطالعات جانبای و همکاران (۲۰۲۲) و جیامانکو و همکاران (۲۰۱۹) با به‌کارگیری مدل رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه[3] به بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت در ایران پرداخته خواهد شد. برای این‌منظور از مدل‌های رگرسیونی گسستهٔ چندگانه که در آن متغیر وابسته مقادیر (۰ و ۱ و ۲) را بدون از دست دادن کلیت انتخاب می‌کند، استفاده می‌کنیم؛ بنابراین متغیر وابسته در این مدل که برای بررسی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش سلامت مورداستفاده قرار می‌گیرد، مقادیر (۰ و ۱ و ۲) را انتخاب می‌کند. این الگو متغیرهای توضیحی مؤثر بر رشد بخش سلامت را درنظر می‌گیرد. متغیر وابسته بر رشد بخش سلامت کشور تأکید دارد که به صفر، یک و یا دو منتج می‌شود. به‌منظور ساخت این شاخص ابتدا شاخص‌های مخارج بهداشتی (Health expenditure) و شاخص بهداشتی (Health Index) براساس یک متغیر مجازی، به‌ترتیب با DUM_1 و DUM_2 تعریف می‌شوند. به‌طوری‌که اگر شاخص مخارج بهداشتی در سال t نسبت به سال t-1 رشد داشته باشد، متغیر DUM_1 ارزش یک و در غیر این‌صورت ارزش صفر خواهد داشت و هم‌چنین اگر

1. Canbay et al.
2. M.D. Giammanco and L. Gitto
3. Multinomial Logistic Regression

شاخص بهداشتی (Health Index) در سال t نسبت به سال t-1 رشد داشته باشد متغیر DUM_2 ارزش یک و در غیر این‌صورت ارزش صفر خواهد داشت؛ سپس از مجموع DUM_1 و DUM_2، شاخص رشد بخش سلامت (Health Growth) ایجاد می‌شود. یعنی:

$$y_i^*=\beta/x_i+u_i \qquad (1)$$

که در آن x_i و β هر یک بردارهایی $(k\times l)$ هستند. در عمل y_i^* غیرقابل مشاهده است؛ آن‌چه که برای پژوهشگر قابل مشاهده است، متغیر مجازی y_i می‌باشد که می‌تواند مقادیر مشخصی را برای خود انتخاب نماید. فرض بر این است که y_iمقادیر از صفر تا دو (یعنی سه گزینه) را انتخاب می کند و رابطهٔ بین متغیر غیرقابل مشاهده (y_i^*) و متغیر قابل مشاهده به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} y_i &= 0 \quad \text{if} \quad y_i^* < \gamma_1 \qquad (2)\\ y_i &= 1 \quad \text{if} \quad \gamma_1 \le y_i^* < \gamma_2 \\ y_i &= 2 \quad \text{if} \quad \gamma_2 \le y_i^* \end{aligned}$$

بنابراین برای مقادیر کوچک (y_i^*)، $(y_i=0)$، برای مقادیر میانی $(y_i=1)$ و برای مقادیر بزرگ $(y_i=2)$ مورداستفاده قرار می‌گیرند. مرزهای میان سه حالت به‌وسیلهٔ پارامترهای (γ_1) و (γ_2) تعیین می‌گردد و پارامترهای آستانه، تعیین‌کنندهٔ مقادیر ممکن (y_i) هستند.

اثر نهایی به مقادیر متغیرهای توضیحی وابسته است و یک واحد تغییر در متغیر پیش‌بینی کننده را محاسبه می‌کند. اثر نهایی یک واحد تغییر در پیش‌بینی کننده X_i روی احتمال طبقهٔ j با استفاده از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial P(y_i=j|X)}{\partial X_k}=[\phi(\mu_{j-1}-\acute{\beta}X)-\phi(\mu_j-\acute{\beta}X)]\beta_k=[\phi_j(.)-\phi_{j-1}(.)]\beta_k$$

در این رابطه تابع $\phi(.)$ توزیع لاجستیک است.

هم‌چنین اثر نهایی در متغیرهای موهومی با استفاده از رابطهٔ زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta\, Prob[y=j|X]=Prob[y=j|X+\Delta X_k]-Prob[y=j|X]$$

(نصرتی و همکاران، ۱۳۹۲)

مدل نهایی تخمین در ادامه قابل ارائه می‌باشد:

مدل اول:

$$\begin{aligned} Health\ Growth_t = {} & \beta_0+\beta_1 GDP_t+\beta_2 PInvestment_t+\beta_3 GInvestment_t+\beta_4 FDI_t \\ & +\beta_5 Literacy\ rate_t+\beta_6 HIV_t+\beta_7 Population_t+\beta_8 EXR_t+\beta_9 INF_t+\beta_{10} IR_t \\ & +\varepsilon_t \end{aligned}$$

مدل دوم:

$$Health\ Growth_t=\beta_0+\beta_1 Health\ expenditure_t+\beta_2 Health\ Index_t+\varepsilon_t$$

۱-۳. رشد بخش سلامت (Health Growth)

همان‌طورکه گفته شد، رشد بخش سلامت، به‌صورت یک متغیر مجازی تعریف می‌شود. به‌منظور ساخت این شاخص به این‌صورت عمل می‌شود که ابتدا شاخص‌های مخارج بهداشتی (Health expenditure) و شاخص بهداشتی (Health Index) که در مبانی نظری تعریف شد، براساس یک متغیر مجازی، به‌ترتیب DUM_1 و

DUM_2 تعریف می‌شوند. به‌طوری‌که اگر شاخص مخارج بهداشتی در سال t نسبت به سال t-1 رشد داشته باشد متغیر DUM_1 ارزش یک و در غیر این‌صورت ارزش صفر خواهد داشت و هم‌چنین اگر شاخص بهداشتی (Health Index) در سال t نسبت به سال t-1 رشد داشته باشد متغیر DUM_2 ارزش یک و در غیر این‌صورت ارزش صفر خواهد داشت. سپس از مجموع DUM_1 و DUM_2، شاخص رشد بخش سلامت (Health Growth) ایجاد می‌شود. متغیرهای مستقل شامل سرمایه‌گذاری‌خصوصی (PInvestment) و سرمایه‌گذاری‌دولتی (GInvestment) است. متغیرهای کنترلی به‌کار برده شده در مدل عبارتند از: رشد اقتصادی (GDP)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، نرخ ارز (EXR)، نرخ تورم (INF)، نرخ بهره (IR)، نرخ باسوادی (Literacy rate)، نرخ ابتلا به ایدز (HIV) و نرخ جمعیت (Population). دورهٔ زمانی مطالعه از سال ۱۳۶۰-۱۳۹۸ است.

٤. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این مطالعه از ۱۰ متغیر رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ باسوادی، میزان ابتلا به ایدز، نرخ جمعیت، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره به‌عنوان نمایندهٔ عوامل اقتصادی، اجتماعی و محیطی مؤثر بر رشد بخش سلامت استفاده شده است.

٤-۱. آمارهٔ توصیفی متغیرها

برای شناخت بیشتر متغیرهای به‌کارگرفته شده در مدل در ابتدا شاخص‌های توصیفی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرها

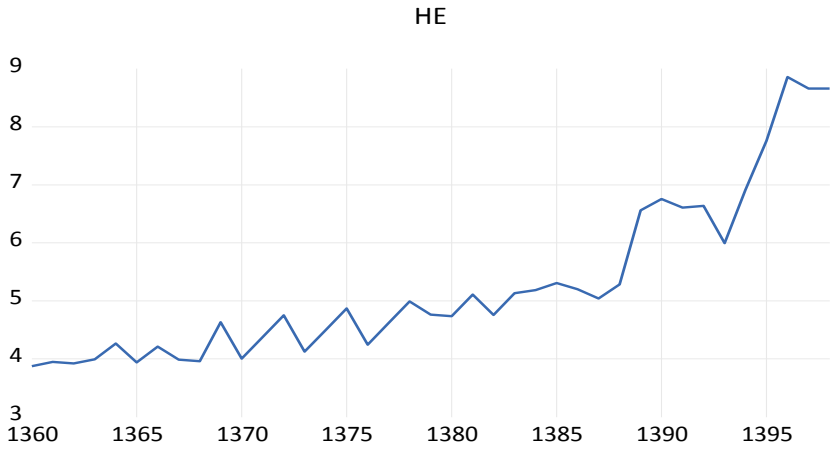
Tab 1. Descriptive indicators of variables

متغیر (واحد سنجش)	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف‌معیار	کشیدگی	چولگی
مخارج بهداشتی (درصداز GDP)	۳/۸۷۲	۸/۸۵۹	۵/۲۵۸	۱/٤۰٤	۳/٦٦۷	۱/۲٦۹
امیدبه‌زندگی (سال)	۵۳/۱۲٦	۷٦/٦۷۷	٦۸/۰۹۹	۷/۳۸۰	۲/۵۱۱	-۰/۸۵٤
سرمایه‌گذاری‌خصوصی (درصداز GDP)	۳٦/٤٤۲	٦۷/٦٤۳	۵٤/۲۲۷	۹/۱۳۰	۱/۸۲٦	-۰/٤۰٦
سرمایه گذاری‌دولتی (درصداز GDP)	۳۲/۳۵٦	٦۳/۵۵۷	٤۵/۷۷۰	۹/۱۳۰	۱/۸۲۷	۰/٤۰٦
رشداقتصادی (درصد)	-۱۰/۲۰٦	۲۷/۲۱۰	۲/۷٦۷	۷/۰۲۹	۵/٤۸٦	۰/۸۳۸
سرمایه‌گذاری‌خارجی (درصداز GDP)	-۰/۲۸۹	۲/۷۳٦	۰/٤۲۹	۰/٦۳۰	٦/۲۳۹	۱/۷۰۱
نرخ‌ارز	۵٤/٤۸۳	٤۲۳/۱٤۲	۱٦۰/۲۷۲	۹۰/۹۳۲	۳/۵۳۷	۱/۰۷۳
نرخ‌تورم (درصد)	٤/۳۸۹	٤۹/٦۵۵	۱۹/٦۹۹	۹/٤۷۲	٤/۲۰۱	۱/۰۰٤
نرخ‌بهره (درصد)	-۲۱/٤۱۸	۱٦/۱۳۳	-۳/۸٤۱	۹/۱۲۰	۲/۸٦۸	۰/۱۰٦
نرخ‌باسوادی (درصد)	۵۷/۳۰۰	۸۸/۳۰۰	۷۸/٦۳۸	۱۰/۵۹۹	۲/۳۲٤	-۰/۹۲٤
میزان‌ابتلابه‌ایدز (نفر)	۱۰	۵٦۰۰	۲۸۵۳	۲۱۸۲	۱/۲۸٦	-۰/۲۰۲

نرخ شهرنشینی (درصد)	۵۰/۴۳۴	۷۵/۳۹۱	۶۳/۵۷۴	۷/۷۲۵	۱/۷۰۴	-۰/۱۰۴

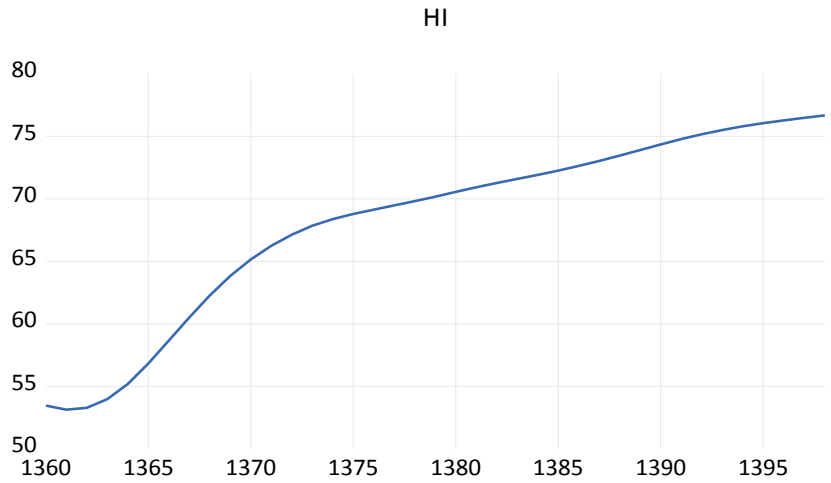
ماخذ: یافته‌های پژوهش.

براساس نتایج جدول ۱، میانگین مخارج بهداشتی طی سال‌های مورد بررسی ۵/۲۵۸ درصد از GDP است. حداقل و حداکثر این متغیر نیز ۳/۸۷۲ و ۸/۸۵۹٪ از GDP است. میانگین، حداقل و حداکثر متغیر امید به زندگی نیز در طی سال‌های مورد بررسی در این تحقیق به‌ترتیب برابر با ۶۸/۰۹۹، ۵۳/۱۲۶ و ۷۶/۶۷۷ سال است. آماره‌های توصیفی همهٔ متغیرهای مطالعه در جدول ۱ قابل مشاهده است.



نمودار ۲. روند تغییرات مخارج بهداشتی (درصدازGDP)

Diag. 2: The trend of health expenditure (Percentage of GDP)



نمودار ۳. روند تغییرات شاخص بهداشتی (سال)

Diag. 3: The trend of health index changes (year)

نمودارهای ۲ و ۳ به‌ترتیب روند متغیرهای مخارج‌بهداشتی و شاخص‌بهداشتی (امید به زندگی) را طی زمان تحقیق نشان می‌دهد.

۴-۲. نتایج برآورد مدل اول

پس از سنجش پایایی متغیرهای تحقیق[۱]؛ با استفاده از مدل لاجیت چندگانه به رشد بخش سلامت در ایران پرداخته می‌شود.

جدول ۲: نتایج حاصل از تخمین الگو به روش لاجیت چندگانه و اثرات نهایی

Tab. 2: The results of model estimation by Multinomial logit method and final effects

علامت اختصاری	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری	اثرات نهایی
lnGDP	۰.۱۱۷۹۱۹	۰.۰۲۷۲۹۲	۴.۳۲۰۶۳۲	۰.۰۰۰۰	۰.۱۱۲۳
lnPI	۰.۱۳۲۸۳۵	۰.۰۲۰۰۲۷	۶.۶۳۲۷۸۸	۰.۰۰۰۰	۰.۰۴۵۲
lnGI	۰.۱۰۷۷۹۹	۰.۰۲۰۲۷۱	۵.۳۱۷۷۹۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۷۸۹
lnFDI	-۰.۱۴۳۰۱۸	۰.۰۳۵۵۹۱	-۴.۰۱۸۴۰۱	۰.۰۰۰۱	-۰.۰۵۶۳
lnLR	۰.۱۴۴۹۸۸	۰.۰۶۵۱۹۵	۲.۲۲۳۹۲۰	۰.۰۲۶۵	۰.۲۱۳۲
lnHIV	-۰.۰۱۲۶۵۰	۰.۰۰۴۷۹۵	-۲.۶۳۸۲۵۳	۰.۰۰۸۶	-۰.۰۴۵۲
lnPO	۰.۲۰۹۱۲۶	۰.۰۷۸۹۸۹	۲.۶۴۷۵۲۵	۰.۰۰۸۱	۰.۰۰۳۲
lnEXR	-۰.۰۸۵۲۵۲	۰.۰۲۸۶۸۷	-۲.۹۷۱۷۷۹	۰.۰۰۳۱	-۰.۱۵۲۳
lnINF	-۰.۲۷۲۱۲۰	۰.۰۹۸۱۰۲	-۲.۷۷۳۸۳۹	۰.۰۰۵۸	-۰.۰۹۶۳
lnIR	۰.۰۱۳۸۰۳	۰.۰۴۲۵۹۰	۰.۳۲۴۰۹۲	۰.۷۴۶۰	۰.۰۳۲۶
F= ٤٧/٦٨ prob(F − Statistic)=۰					

ماخذ: یافته‌های پژوهش.

برای تفسیر دقیق و هم‌چنین سنجش میزان اثرگذاری هر متغیر از تحلیل اثرات نهایی استفاده شده است. نتایج مربوط به محاسبهٔ اثرات در جدول ۲، ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول ۲، سرمایه‌گذاری خصوصی بر رشد بخش سلامت اثر مثبت معنادار دارد و با افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاری خصوصی، رشد بخش سلامت ۴٪ افزایش می‌یابد. هم‌چنین سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد بخش سلامت تأثیر مثبت و معنادار داشته و براساس نتایج محاسبهٔ اثرات نهایی با افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاری دولتی، رشد بخش سلامت ۷٪ افزایش می‌یابد. نتایج مربوط به اثرات نهایی نشان می‌دهد که از بین عوامل اقتصادی، رشد اقتصادی و نرخ بهره، به‌ترتیب منجر به افزایش ۱۱٪ و ۳٪ و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز، نرخ تورم، به‌ترتیب منجر به کاهش ۵٪، ۱۵٪ و ۹٪ رشد بخش سلامت می‌شوند. از بین عوامل اجتماعی، نرخ باسوادی منجر به افزایش ۲۱٪ و میزان ابتلا به ایدز منجر به کاهش ۴٪ رشد بخش سلامت می‌شوند و از بین عوامل محیطی، جمعیت (نرخ شهرنشینی)، منجر به افزایش ۰.۳٪ رشد بخش سلامت می‌شود.

---

[۱] . نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم یافته، وجود پایایی متغیرهای تحقیق را با یک‌بار تفاضل‌گیری مورد تأیید قرار می‌دهد که به‌خاطر محدودیت، نتایج برای علاقمندان قابل ارائه است.

۴-۳. نتایج برآورد مدل دوم

در مدل دوم به بررسی اثر شاخص بهداشتی و مخارج بهداشتی بر رشد بخش سلامت پرداخته شده‌است.

جدول ۳: برآورد مدل لاجیت چندگانه

Tab. 3: Multinomial Logit Model Estimation

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	اثرات نهایی
عرض‌ازمبدأ	-۰.۱۶۹۱۹۲	۰.۰۲۷۸۳۱	-۶.۰۷۹۱۵۴	۰.۰۰۰۰	۰.۲۸۹۶
HE	۰.۹۲۱۵۳۴	۰.۰۵۴۰۰۳	۱۷.۰۶۴۵۸	۰.۰۰۰۰	۰.۸۹۶۵
HI	۰.۷۷۶۰۱۶	۰.۲۸۴۵۷۲	۲.۷۲۶۹۶۰	۰.۰۰۶۴	۰.۵۶۳۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش.

براساس نتایج جدول ۳، ضریب برآورد شده برای متغیر مخارج بهداشتی برابر با ۰/۹۲ و برای شاخص بهداشتی ۰.۷۷ است که در سطح ۹۹٪ معنادار می‌باشد. به‌همین دلیل می‌توان گفت با افزایش مخارج بهداشتی، بخش سلامت با رشد همراه است. براساس نتایج مدل اثرات نهایی، یک واحد افزایش در مخارج بهداشتی و شاخص بهداشتی، به‌ترتیب منجر به رشد ۸۹ و ۵۶٪ بخش سلامت خواهد شد.

۴-۴. آزمون‌های تشخیصی

برای تعیین نکویی‌برازش مدل رگرسیونی حاضر، از آزمون مک‌فادن و هاسمر-لمشو استفاده شد. آمارهٔ مک‌فادن بیانگر قدرت مطلوب توضیح‌دهندگی مدل است. همانطور که در جدول ۴ نمایش داده شده ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای توضیحی، تبیین شده است. هم‌چنین چون آمارهٔ آزمون هاسمر لمشو محاسبه شده بزرگ‌تر از ۵٪ است، (۰/۶۵)، مناسب بودن تبیین مدل به اثبات می‌رسد؛ به‌عبارت دیگر، مدل برآورد شده از برازش مناسبی برخوردار بوده و متغیرهای توضیحی مدل، توانایی توضیح متغیر وابسته را دارا است.

جدول ٤. نتایج آزمون‌های تشخیصی

Tab. 4: Diagnostic test results

Test	F-value	P-value
McFadden	۰/۵۳۶	۰/۰۰۰
Hosmer-Lemeshow	۱/۱۲۵	۰/۶۵۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

افزایش جمعیت و نیاز بیشتر جامعه به خدمات بهداشتی و درمانی، ارتباط مثبت سلامت و رشد اقتصادی و درپی آن افزایش رفاه اجتماعی در جوامع، افزایش مخارج سلامت و کمبود منابع، امروزه نیاز به سرمایه‌گذاری در بخش

سلامت را ضروری ساخته است، مانند: انواع سرمایه‌گذاری‌ها، آگاهی از نتیجهٔ سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذار و میزبان سرمایه بسیار حیاتی است؛ به‌نحوی‌که نتیجه این آگاهی ممکن است، مسیر سرمایه‌گذاری را دچار تغییر نماید.

در این پژوهش، تأثیر هریک از انواع سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی بر توسعه و رشد بخش سلامت، در کشور ایران، مورد سنجش قرار گرفته است. به این‌منظور، از داده‌های سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۰ استفاده شده است. برای سنجش این اثرگذاری از ۱۰ متغیر که نمایندهٔ عوامل اقتصادی، اجتماعی و محیطی هستند در مدل استفاده و با اشاره به اثر نهایی هر یک از این متغیرها، رشد بخش سلامت در ایران سنجیده شده است. درنهایت با استفاده از مدل رگرسیون گسستهٔ لاجیت چندگانه تأثیر دو پراکسی امید به زندگی (شاخص بهداشتی) و مخارج بهداشتی بر رشد بخش سلامت در ایران سنجیده شد. نتایج برآورد تأیید کنندهٔ مدل‌های مورد بررسی بودند.

نتایج مورد استناد در مطالعهٔ حاضر نشان‌داد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی هر دو بر رشد بخش سلامت در ایران مؤثر است. نظام پرداخت و تأمین مالی سیستم سلامت در ایران نظامی بومی‌سازی شده از نظام پرداخت مختلط است. حساب‌های سالانهٔ ملی سلامت بر سهم بیشتر دولت در سرمایه‌گذاری در سیستم سلامت تأکید دارند. نتایج این مطالعه نیز به قوی‌تر بودن اثر سرمایه‌گذاری بخش دولتی بر رشد سلامت در مقایسه با بخش خصوصی اذعان دارد. این نتیجه تأییدکنندهٔ پژوهش عسگری و بادپا (۱۳۹۴) و «رئیسی»[1] و همکاران (۲۰۱۸) درخصوص پیامدهای سلامت در کشورهایی که دارای نظام پرداخت و تأمین مالی مختلط در سیستم سلامت هستند، است. پیشنهاد می‌شود با اجرای سیاست خرید خدمات سلامت از بخش خصوصی توسط بخش دولتی، به‌عنوان کارفرما، به ویژه در مناطق کمتر برخوردار و دور از دسترس، مشوقی برای مشارکت بیشتر سرمایه‌گذار خصوصی در سیستم سلامت ایجاد گردد. هم‌چنین با توجه به نتیجهٔ حاصل از مطالعه مبنی بر تأثیر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی بر رشد بخش سلامت در ایران، به‌منظور تأمین منابع لازم و هم‌راستا با پژوهش فرهنگ (۱۴۰۱) درخصوص اعطای اعتبارات به بخش خصوصی و هم‌چنین پژوهش عیسوی و مویدفرد (۱۴۰۰)، درخصوص ایجاد شرکت‌های تخصصی سرمایه‌گذاری سلامت از منابع بخش خصوصی مشکل اعتبارات این بخش را مرتفع ساخت. با توجه به نتایج حاصله از این مطالعه و با تأکید بر وظایف حاکمیتی دولت پیشنهاد می‌شود توسعهٔ زیرساخت بخش سلامت، به‌ویژه زیرساخت‌های عمرانی به سرمایه‌گذار دولتی محول گردد تا از ایجاد رقابت در ارائه خدمات سود ده، بین این دو گروه سرمایه‌گذار جلوگیری کرد.

نتایج حاصل از مطالعه نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر بخش سلامت در ایران است. این نتیجه تأییدکنندهٔ مطالعات: «حسنی‌صدرآبادی» و همکاران (۱۳۸۹)، «عمادزاده» و همکاران (۱۳۹۰)، «فطرس» و همکاران (۱۳۹۱)، «اسدزاده» و همکاران (۱۳۹۴)، «اسدی» و همکاران (۱۳۹۶)، «جهانگرد» و همکاران (۱۳۹۶)، «ایزدخواستی» و «بالغی‌اینالو» (۱۳۹۶)، «رضازاده» و همکاران (۱۳۹۷) و «ندری» و «خدابخشی» (۱۳۹۸) است. پیشنهاد می‌شود دولت موظف به صرف بخشی از منافع حاصل از رشد اقتصادی منتج شده از بهبود سلامت در سیستم بهداشت و درمان گردد. به این‌ترتیب با سرمایه‌گذاری مجدد و به‌روزرسانی سیستم بهداشت و درمان ضمن پیشگیری از استهلاک، ارائه خدمات بهداشت و درمانی در سطح مطلوب و مناسب‌تری صورت خواهد گرفت.

1. Raeesi et al.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، همواره به‌عنوان اهرمی کمکی برای برداشتن بار مالی از دوش دولت میزبان سرمایه به‌شمار می‌آید. با افزایش تعداد بنگاه‌های خارجی در اقتصاد کشور میزبان، بهره‌وری نهادهای تولیدی در سطح کلان اقتصادی افزایش می‌یابد. ولی برای بهره‌برداری کشور میزبان از این سرمایه‌گذاری، باید شرایط خاصی مهیا باشد؛ وگرنه این سرمایه‌گذاری تأثیر مثبتی‌بر اقتصاد آن کشور نخواهد داشت (مونتووانی[1] و همکاران، ۲۰۲۰). «جهانگرد» و همکاران (۱۳۹۶) به تأثیر معنادار و منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصاد در ایران اذعان داشتند. نتایج این پژوهش نیز نشان‌داد، در ایران، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبتی‌بر رشد بخش سلامت نداشته و سبب کاهش آن شده است. این نتیجه که تأییدکنندهٔ پژوهش سایر محققین است، می‌تواند به‌دلیل سیستم اقتصاد دولتی و کیفیت نهادی حاکم‌بر کشور ایران باشد (برخورداری و فتاحی، ۱۳۹۳؛ دودانگی، ۱۳۹۵؛ جهانگرد و همکاران، ۱۳۹۶). این موضوع عاملی بر کاهش اشتیاق سرمایه‌گذاران خارجی در ایران طی سال‌های اخیر است؛ هم‌چنین نبود زیرساخت‌های مناسب جهت بهره‌برداری از این سرمایه‌گذاری در ایران می‌تواند دلیلی برای تأثیر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش سلامت در ایران باشد (نگهداری، ۱۳۹۳). پیشنهاد می‌شود، به‌منظور بهره‌برداری هرچه بیشتر از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، با اصلاح ساختارهای اقتصادی، قابلیت جذب سرمایه و تکنولوژی پیشرفته را مهیا سازیم و با شناسایی بخش‌های مولد، منابع خارجی را به‌سمت بستر و مناطق موردنظر هدایت کرد.

نتایج این مطالعه بر نقش تحصیلات و نرخ باسوادی در رشد بخش سلامت در ایران تأیید داشته است. این نتیجه تأییدکنندهٔ نظر «محمدنژاد» و همکاران (۱۳۹۶)، «شهرکی» و «قادری» (۱۳۹۸)، «صمدپور» و همکاران (۱۳۹۳) و «مهرآرا» و «فرشچی» (۱۳۹۸ و ۱۳۹۹) است. فرد کم‌سواد علاوه‌بر این‌که درآمد کمتری برای داشتن زندگی سالم‌تر دارد، نسبت به خودمراقبتی و رفتارهای پرخطر بهداشتی کم‌دانش و بی‌توجه‌تر است؛ بنابراین به‌وجود آوردن فرصت‌های آموزشی در این رابطه نتیجه‌بخش خواهد بود. پیشنهاد می‌شود در محیط‌های کاری با اجرای آموزش‌های ضمن خدمت، دانش کارگران به‌روز شود. قطعاً برآیند دانش و تجربه منجر به آینده‌ای بهتر برای کارگران و محیط کار خواهد شد. هم‌چنین از آنجا که افزایش تعداد «بازماندگان از تحصیل»، در جریان شیوع همه‌گیری کوید-۱۹ در ایران شایان توجه است؛ برای پیشگیری از مشکلات ناشی از ترک‌تحصیل این گروه در آیندهٔ سلامت ایران، پیشنهاد می‌شود با اجرای طرحی بین‌بخشی به بازگرداندن این گروه به تحصیل مبادرت ورزیده شود؛ در غیر این‌صورت اثرات مخرب این موضوع در تمامی بخش‌های جامعه، به‌ویژه بخش سلامت به‌وضوح دیده خواهد شد.

براساس نتایج به‌دست آمده، شهرنشینی از عوامل تأثیرگذار بر رشد سلامت در ایران است. این نتیجه هم‌سو با مطالعات «منصف» و همکاران (۱۳۹۶) و «ندری» و «خدابخشی» (۱۳۹۸) است. شهرنشینی صرف‌نظر از ایجاد عادت‌های ناسالم، به‌دلیل بهره‌مندی به‌موقع و در دسترس شهروندان از امکانات بهداشتی و درمانی، سبب افزایش سطح سلامت می‌شود. ساکنین روستا و مناطق غیرشهری ممکن است به‌دلیل فاصلهٔ مکانی با مراکز تخصصی درمانی، در زمان طلایی درمان، موفق به دریافت درمان مناسب نشوند و این موجب افزایش بروز بیماری‌های مزمن در این گروه از جامعه شود. درمان بیماری مزمن علاوه‌بر زمان‌بر بودن نیاز به پرداخت هزینهٔ بیشتری داشته و بار

1. Mantovani et al.

مالی سیستم بهداشت و درمان را افزایش خواهد داد؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود، با سرمایه‌گذاری هدفمند در اجرای صحیح برنامهٔ پزشک خانواده در مناطق غیرشهری و ارائه عادلانه خدمات بهداشتی و درمانی در این مناطق زمینه بروز و شیوع بیماری‌های مزمن را در این گروه از افراد جامعه از بین برد. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود بر مقولهٔ آموزش و افزایش آگاهی و فرهنگ ارتقاء سلامت در آحاد ساکنین مناطق غیرشهری سرمایه‌گذاری کرد.

نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر تأثیر منفی و معنادار نرخ تورم و هم‌چنین نرخ ارز حقیقی بر توسعهٔ بخش سلامت در ایران است. این نتایج تأییدکنندهٔ مطالعات: «محمدنژاد» و همکاران (۱۳۹۶)، «کردبچه» و «احمدی» (۱۳۹۶)، «برخورداری» و «جلیلی بوالحسنی» (۱۳۹۷)، «فاطمی زردان» و «فطرس» (۱۴۰۰)، «شمشیربندی» و همکاران (۱۴۰۱) و «طبقچی‌اکبری» و همکاران (۱۴۰۱) است. در اقتصاد ایران، متغیرهای کلان اقتصادی به رشد تورم، رشد نرخ ارز و هم‌چنین افزایش نقدینگی عکس‌العمل‌های تند و تکانه‌ای نشان می‌دهد. نتایج این عکس‌العمل که ممکن است به‌دلیل عامل انتظاری در اقتصاد باشد، احتمالاً به رخدادهای غیرقابل جبرانی در جامعه منتج خواهد شد؛ برای مثال، دارو و تجهیزات وارداتی با افزایش نرخ ارز کمیاب و گران خواهدشد. همان‌طورکه نتایج این پژوهش نشان‌داده این تغییرات تأثیر منفی بر رشد بخش سلامت در ایران دارد؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود با اصلاح ساختار اقتصادی و بهره‌مندی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هدفمند، اقدام به واردات تکنولوژی تولید دارو و تجهیزات نموده و میزان ارزبری سیستم سلامت در کشور را کاهش داد. همچنین پیشنهاد می‌شود با افزایش سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی در حوزهٔ بیمه‌های درمانی و افزایش پوشش بستهٔ بیمهٔ خدمات‌درمانی پایه و تکمیلی از اثرات تورمی اقتصاد بر سلامت کاست. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود با تعریف درصد مناسب و غیرمخرب بهره‌های بانکی اثر تورمی نقدینگی در اقتصاد را کاهش داد.

یکی از مؤلفه‌های مهم اجتماعی مؤثر بر سلامت، ابتلا به بیماری ایدز است. فقر، گرسنگی، نابرابری‌های اجتماعی–اقتصادی و نبود آموزش‌های مناسب به‌دلیل تحریم‌های اجتماعی از دلایل ابتلا به این بیماری است. نرخ بیکاری در این گروه از افراد سه برابر سایرین است و این موضوع منجر به فقر بیشتر و از دست دادن مضاعف سلامتی در آن‌ها می‌شود (هاآکنستاد[1] و همکاران، ۲۰۱۹). همان‌طورکه نتایج این پژوهش نشان‌داد، ابتلا به ایدز در ایران نیز تأثیر منفی و معناداری بر رشد سلامت دارد. این نتیجه تأییدکنندهٔ پژوهش شمشیربندی و همکاران (۱۴۰۱) است. از آنجا که مبتلایان به این بیماری اغلب در مناطق حاشیه‌ای و فقیرنشین شهرها زندگی می‌کنند پیشنهاد می‌شود، با افزایش تمرکز بر مقولهٔ آموزش با هدف پیشگیری از ابتلا و انتقال این بیماری، با ایجاد سیستم یکپارچه در خانه‌های بهداشت این مناطق، به انجام تست رایگان ایدز اقدام شود. هم‌چنین با تحت پوشش قرار گرفتن آزمایش ایدز برای بیمه‌شدگان می‌توان به تشخیص و شناسایی دامنهٔ بزرگ‌تری از مبتلایان در جامعه کمک کرد. پوشش صددرصدی درمان بیماران مبتلا به ایدز و اضافه شدن به گروه بیماران خاص و صعب‌العلاج و بهره‌مندی ازدرمان و داروی بدون فرانشیز، به‌کارگیری خدمات درمانی جدید و نوآورانه می‌تواند از اثرات منفی این بیماری بر سلامت جامعه بکاهد. هم‌چنین گنجاندن مجزای مخارج بهداشتی بیماری ایدز در حساب‌های ملی سلامت ایران که سالانه تهیه می‌شود، کمک شایانی به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران سلامت ایران در این حوزه می‌کند.

1. Haakenstad et al.

نتایج حاصل از مدل لاجیت گسستهٔ چندگانه تخمین زده شده در این مطالعه به این موضوع اذعان دارد که با فرضیات درنظر گرفته شده، شاخص مخارج بهداشتی و شاخص امید به زندگی، شاخص‌های تأثیرگذار بر رشد بخش سلامت در ایران هستند؛ به بیانی دیگر، دو شاخص امید به زندگی و مخارج بهداشتی، طی سال‌های مورد بررسی، رشد بخش سلامت در ایران را توجیه می‌کنند. این نتیجه تأییدکنندهٔ نتیجهٔ مطالعات: «فرهنگ» (۱۴۰۱)، «قنبری» و همکاران (۱۴۰۱)، «مهران‌فر» و همکاران (۱۴۰۱) و «جهانگرد» و همکاران (۱۳۹۱) است. نتیجهٔ این مطالعه خاطرنشان می‌کند کاهش تعداد مرگ و میر در یک جامعه نمی‌تواند به تنهایی نشانه‌ای از موفقیت و رشد بخش سلامت در آن جامعه باشد و در ایران صرف منابع و سرمایه‌گذاری در این سیستم نیز به رشد این بخش کمک خواهد کرد. تعریف و تعیین منابع سلامت در ایران هر ساله در وضع قانون بودجه بحث‌برانگیز بوده است و هر ساله منابع مالی سلامت دستخوش کسری بودجهٔ دولت قرار گرفته و بخش قابل‌توجهی از آن محقق نمی‌شود؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود با تعریف منابع پایدار، از تحقق بودجهٔ موردنظر اطمینان حاصل شود و با جلب حمایت‌های مالی جامعه (توسعه فرهنگ نذر و وقف)، مشارکت بخش خصوصی، گسترش نظام‌های پیش‌پرداخت سلامت (دریافت فرانشیز بیمه‌های‌درمانی) نظام تأمین مالی سلامت تقویت گردد.

در آخر خاطرنشان می‌شود، صرف منابع عمومی و خصوصی کشور در بخش سلامت، سرمایه‌گذاری است که همراه با بازده اقتصادی–اجتماعی خواهد بود و به تولید ثروت در کشور می‌انجامد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از نظرات و پیشنهادهای ارزشمند داوران محترم که منجر به بهبود و رونق بخشیدن به متن این مقاله شده است، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، و باتوجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، مهرانه شمشیربندی به‌عنوان نویسنده، محمد دالمن‌پور راهنمای نویسنده و فرید عسکری مشاور نویسنده در این نقش داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اسدزاده، احمد؛ اصغرپور، حسین؛ و فومن‌اجیرلو، یاسمن. (۱۳۹۴). «بررسی ارتباط مخارج سلامت دولتی و خصوصی و رشد اقتصادی در ایران». *پایش*، ۱۴(۲): ۱۴۵–۱۵۳. SID. https://sid.ir/paper/23653/fa

– اسدی، منیژه؛ نیکوقدم، مسعود؛ و هراتی، جواد، (۱۳۹۶). «ارتباط متقابل مخارج بهداشتی دولت و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب حوزه منا: رویکرد سیستم معادلات همزمان». *اقتصاد و الگو سازی*، (۳۱)۸: ۵۵–۸۷.

– افقه، سید مرتضی؛ منصوری، سید امین؛ ملتفت، حسین؛ و بهاروند، پرستو، (۱۴۰۱). «بررسی اثر تغییرات جمعیتی و سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی در ایران». *اقتصاد باثبات*، ۳ (۱: ۶): ۱۸۵-۱۶۱. doi: 10.22111/sedj.2022.40383.1142.

– ایزدخواستی، حجت ؛و بالغی‌اینالو، یاسر، (۱۳۹۶). «تحلیل اثرات هزینه‌های تخصیصی دولت در حوزه سلامت و ممانعت از انتشار آلاینده‌ها بر رشد اقتصادی: رویکرد رشد درونزا». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷ (۴): ۴۳- ۲۱.

– برخورداری، سجاد؛ و جلیلی‌بوالحسنی، حسین، (۱۳۹۷). «عوامل تعیین‌کنندهٔ نرخ ارز در ایران با تأکید بر نقش تحریم‌های اقتصادی». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۲۸): ۳۵-۵۸. doi: 10.22084/aes.2018.16639.2670

– برخورداری، سجاد؛ و فتاحی، مریم، (۱۳۹۳). «تأثیرپذیری سلامت از سرمایه گذاری مستقیم خارجی: رهیافت حداقل مربعات پویای پانلی». *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۱ (۳: ۳): ۸۹-۱۰۳. doi: 10.22075/jem.2017.1512

– بهبودی، داوود؛ باستانیان، فرانک؛ و فشاری، مجید، (۱۳۹۰). «بررسی رابطهٔ بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط». *مدلسازی اقتصادی*،۵ (۳: ۱۵): ۹۶- ۸۱.

– جهانگرد، اسفندیار؛ رنجبرفلاح، محمدرضا؛ و سرآبادی‌تفرشی، سعیده، (۱۳۹۱). «برآورد تابع تولید سلامت». *علوم اقتصادی*،۶ (۱۸): ۲۸- ۹.

– جهانگرد، اسفندیار؛ دانشمند، آرین؛ پناهی، سامان؛ و نیک‌بین، بهنام، (۱۳۹۶). «اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران بسط مدل پاجولا». *اقتصاد مالی*، ۱۱(۴۰): ۱۱۶-۹۵.

– حسنی‌صدرآبادی، محمدحسین؛ آذرپیوند، زیبا؛ و فیروزی، ریحانه، (۱۳۸۹). «تأثیر مخارج بهداشتی دولتی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه‌ی اقتصاد)». *مدیریت سلامت*، ۱۳(۴۲): ۶۴- ۵۷.

– ندری، صبا؛ و خدابخشی، اکبر، (۱۳۹۸). «بررسی اثر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸ (۳۱): ۲۷۵- ۲۵۵. doi: 10.22084/aes.2019.17608.2748

– دودانگی، محمد، (۱۳۹۵). «عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۶ (۲۳): ۱۳۱-۱۴۷.

– رضازاده، علی؛ محمدپور، سیاوش؛ و آقابیگی، آرین، (۱۳۹۷). «رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای گروه هشت». *برنامه ریزی و بودجه*، ۲۳ (۴): ۶۲-۳۷.

– سرلک، احمد؛ و سواری، ادیبه، (۱۳۹۵). «تأثیر عوامل اقتصادی –اجتماعی بر امید به زندگی». *مدیریت بهداشت و درمان*، ۷ (۳): ۱۵- ۷.

– شالیاری، فرزانه؛ آرمن، سید عزیز؛ و صلاح‌منش، احمد، (۱۴۰۱). «بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن: کاربرد رویکرد BEKK- VECH –VAR». *مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، ۱۱ (۴۳): ۳۷-۹. Doi: 10.22084/aes.2022.25294.3372

– شمشیربندی، مهرانه؛ دالمنپور، محمد؛ و عسکری، فرید، (۱۴۰۱). «تأثیر سرمایه گذاری خصوصی و دولتی در رشد بخش سلامت در ایران». *مدلسازی اقتصادی*، ۱۶ (۵۸): ۸۴-۶۷. Doi: 10.30495/eco.2022.1967155.2692

– شهرکی، مهدی؛ و قادری، سیمین، (۱۳۹۸). «تأثیر عوامل اقتصادی–اجتماعی بر مخارج سلامت خانوار روش دو مرحله‌ای همگن». *دانشکدهٔ پیراپزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران (پیاورد سلامت)*، ۱۳ (۲): ۱۷۱-۱۶۰.

– صمدپور، نرگس؛ عمادزاده، مصطفی؛ رنجبر، همایون؛ و عزیزی، فیروزه، (۱۳۹۳). «اثر آموزش بر سلامت در ایران: رویکرد تابع تولید». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۱۵: ۱۷۸– ۱۴۷.

– عاقلی، لطفعلی؛ و دلیری، مهران‌سام، (۱۴۰۰). «تأثیر کمک‌های رسمی توسعه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توسعهٔ انسانی در کشورهای کمتر توسعه‌یافته». *اقتصاد باثبات و توسعهٔ پایدار*، ۲ (۲): ۴۴-۲۳. Doi: 10.22111/sedj.2021.39072.1119

– عاطفی، ماندانا؛ راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین؛ و صفرزاده، اسماعیل، (۱۳۹۹). «تأثیر اجرای طرح تحول سلامت بر شاخص مشارکت مالی عادلانه در ایران با استفاده از داده‌های شبه پنل». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹ (۳۶): ۳۵-۶۷. Doi: 10.22084/aes.2020.21758.3078

– عسگری، حشمت‌الله؛ و بادپا، بهروز، (۱۳۹۴). «اثر مخارج سلامت بخش عمومی و خصوصی بر وضعیت سلامت افراد در ایران». *علمی دانشگاه علوم پزشکی ایلام*، ۲۳ (۵): ۴۶-۳۶.

– عمادزاده، مصطفی؛ سامتی، مرتضی؛ و صافی‌دستجردی، داوود، (۱۳۹۰). «رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در استان‌های ایران»، *مدیریت اطلاعات سلامت*، ۸ (۷)، (ویژه‌نامه‌ی اقتصاد سلامت): ۹۲۸-۹۱۸.

– عیسوی، محمود؛ و مویدفرد، احمد؛ (۱۴۰۰). «روند بودجه‌ای و شیوه‌های تأمین مالی بخش سلامت در ایران: یک پیشنهاد عملیاتی». *مدیریت سلامت*، ۲۴(۴): ۸۳-۷۱. Doi: 10.52547/jha.24.4.71

– فاطمی‌زردان، یعقوب؛ و فطرس، محمدحسن، (۱۴۰۰). «ارزیابی آسیب پذیری مخارج بهداشتی خانوارهای هر استان در برابر نوسانات متغیرهای اقتصادی». *فصلنامه تأمین اجتماعی*، ۱۶ (۲): ۷۱- ۹۷.

– فرهنگ، امیرعلی، (۱۴۰۱). «اثرات ساختار مالی بر امید به زندگی (رهیافت Cup-FM)». *توسعه و سرمایه*، ۷، ۱ (۱۲): ۱۳۴-۱۲۱. doi: 10.22103/jdc.2022.19233.1221

– فطرس، محمدحسن؛ اکبری شهرستانی، فاطمه؛ و میرزایی، محمد، (۱۳۹۱). «بررسی اثر آزادی اقتصادی بر امید به زندگی مطالعهٔ کشورهای منتخب، شامل ایران، با رویکرد داده های تلفیقی». *راهبرد اقتصادی*، ۱(۳): ۱۹۳-۱۶۹.

– قربانی، محمد؛ و شایانمهر، سمیرا، (۱۴۰۱). «شناسایی عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته: کاربرد الگوی پانل توبیت و پانل توبیت فضایی». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۴ (۱): ۴۳-۵۸. Doi: 10.30495/jae.2022.21158.2006

– قنبری، عبدالله؛ ملکی‌کاکلر، حسن؛ و مولایی‌قولنجی، ایرج، (۱۴۰۱). «بررسی تأثیر هزینه‌های بهداشت و درمان بر امید به زندگی در ایران». *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، (۶۵)۵: ۹۰-۱۰۳.

– قویدل، صالح؛ و میرغیاثی مرادی، نسیم، (۱۳۹۶). «پیری جمعیت، امید به زندگی و رشد اقتصادی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۳): ۱۵۹-۱۹۶. Doi: 10.22054/ijer.2018.8302

– طاهری‌بازخانه، صالح؛ کریم‌زاده، مصطفی؛ و تحصیلی، حسن، (۱۳۹۴). «بررسی عوامل اقتصادی–اجتماعی مؤثر بر امید به زندگی در ایران». *مجلهٔ اقتصادی*، ۱ و ۲: ۹۴-۷۷.

– طبقچی‌اکبری، لاله؛ بابازاده، محمود؛ سامعی، قاسم؛ و آخوندزاده‌یوسفی، طاهره، (۱۴۰۱)، «تأثیرات غیرخطی یکپارچگی مالی و تورم بر بهره‌وری نیروی کار در کشورهای منتخب درحال توسعه: رهیافت مارکوف سوئیچینگ». *اقتصاد مالی*، ۱۶ (۳: پیاپی ۶۰): ۲۸۰-۲۴۹. doi: 10.30495/fed.2022.697614

–کردبچه، حمید؛ و احمدی، زهرا، (۱۳۹۶). «بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های قیمت بهداشت و درمان». *مدیریت بهداشت و درمان (نظام سلامت)*، ۸ (۴): ۱۷-۲۷.

– متقی، سمیرا؛ حسینی‌نسب، سید ابراهیم؛ عصاری آرانی، عباس؛ و عاقلی، لطفعلی، (۱۳۹۲). «بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در بخش سلامت کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (رویکرد اقتصادی- اجتماعی)». *دانش سرمایه‌گذاری*، ۲ (۶): ۱۴۰-۱۲۳.

– محمدنژاد، نیما؛ فطرس، محمدحسن؛ و معصومی، محمدرضا، (۱۳۹۶). «تحلیل اثرات رکود اقتصادی ۱۳۹۲-۱۳۸۲ بر مخارج سلامت خانوارهای ایرانی». *رفاه اجتماعی*، ۱۷ (۶۷): ۱۳۴-۱۰۹.

– مسکرپورامیری، محمد؛ و مهدی‌زاده، پریسا، (۱۳۹۸). «تحلیل روند متغیرهای اصلی اقتصاد کلان ایران و تأثیر آن بر شاخص‌های سلامت». *بیمه سلامت ایران*، ۲ (۴): ۲۱۵- ۲۰۶.

– مکیان، سیدنظام‌الدین؛ طاهرپور، عفت؛ و زنگی‌آبادی، پروانه، (۱۳۹۵). «هزینه‌های سلامت و امید به زندگی در کشورهای اسلامی: رویکرد داده‌های ترکیبی». *سیاست های راهبردی و کلان*، ۴(۱۳): ۲۵-۴۰.

– منصف، عبدالعلی؛ و شاه‌محمدی‌مهرجردی، ابوالفضل، (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر عوامل اقتصادی بر امید به زندگی کشورهای جهان طی سال های ۲۰۱۰-۲۰۰۲.». *پایش*، ۱۶(۵): ۵۷۴- ۵۶۷.

– مهرآرا، محسن؛ و فرشچی، مریم، (۱۳۹۸). «بررسی اثر تحصیلات بر هزینه‌های مراقبت‌های سلامتی خانوارهای ایرانی». *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، (۱۸)۲۶: ۷۴-۴۱. doi: 10.22067/erd.v26i18.85044

– مهرآرا، محسن؛ و فرشچی، مریم، (۱۳۹۹). «بررسی اثر تحصیلات بر انواع هزینه‌های درمانی خانوارهای شهری، با استفاده از روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)». *تحقیقات نظام سلامت حکیم*، ۲۳ (۸۸): ۱۴۳-۱۳۰.

– مهران‌فرد، زهرا؛ مزینی، امیرحسین؛ عصاری‌آرانی، عباس؛ و عاقلی، لطفعلی، (۱۴۰۱). «ارزیابی تبعات اقتصادی-اجتماعی بیماری کرونا در ایران از منظر اقتصاد رفتاری.». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱ (۴۳): ۲۰۹-۲۳۶. doi:10.22084/aes.2022.26183.3446

– میرشفیعی، امیر؛ شهرستانی، حمید؛ معمارنژاد، عباس؛ و غفاری، فرهاد، (۱۴۰۱). «نوسانات تورم و آثار آن بر شاخص‌های اقتصادی مؤثر بر سلامت (نرخ بیکاری و مخارج مصرف کننده)». *پایش*، ۲۱(۳): ۲۸۵-۲۷۳. Doi: 10.52547/payesh.21.3.273

– نصرتی، شهرزاد؛ حیاتی، باباله؛ پیش‌بهار، اسماعیل؛ و محمدرضایی، رسول، (۱۳۹۲). «تحلیل عوامل مؤثر بر رفتار مصرفی گوشت ماهی در بین خانوارهای شهرستان تبریز». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۷ (۳): ۲۴۱-۲۳۰. doi: 10.22067/jead2.v0i0.29543

– نگهداری، ابراهیم، (۱۳۹۳). «نقش سرمایه انسانی در اثربخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد کشورهای حوضه خلیج‌فارس». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۲ (۵): ۷۵-۶۷.

- Afghah, M.; Mansouri, S. A.; Moltafet, H. & Baharvand, P., (2022). “Investigating the effect of demographic changes and human capital on economic growth in Iran”. *Stable Economy Journal*, 3(1): 161-185. doi: 10.22111/sedj.2022.40383.1142. (In Persian).

- Agheli, L. & Samdeliri, M., (2021). “The impacts of Official development assistance and Foreign Direct Investment on Human Development in Less Developed Countries”. *Stable Economy Journal*, *2*(2): 23-44. Doi: 10.22111/sedj.2021.39072.1119. (In Persian).

- Asady, M.; Nikooghadam, M. & Harati, J. (2017). “Mutual Relationship between Government Health Expenditures and Economic Growth in Selected Countries of MENA Region: Simultaneous Equation System Approach”. *Journal of Economics and Modelling*, 8(31): 55-87. (In Persian).

- Asgari, H. & Badpa, B., (2015). "The effects of public and private health care expenditure on health status in Iran". *Journal of Ilam University Med. Sci.*, 23 (5): 36-46 URL: http://sjimu.medilam.ac.ir/article-1-2346-fa.html. (In Persian).

- Assadzadeh, A.; Asgharpur, H. & Fouman Ajirlou, H., (2015). "A Study of the Effects of Public and Private Healthcare Expenditures on Economic Growth in Iran". *Payesh* 14(2):145-153. URL: http://payeshjournal.ir/article-1-243-fa.html, (In Persian).

- Atefi, M.; Raghfar, H.; Mousavi, M. H. & Safarzadeh, E., (2020). "The Impact of implementation of Health Reformation Plan on Fair Financial Contribution in Iran using Pseudo-Panel data". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(36): 35-67. Doi: 10.22084/aes.2020.21758.3078. (In Persian).

- Barkhordari, S., & Fattahi, M. (2015). The Effect of FDI on Health: DOLS Approach. *Journal of Econometric Modelling*, 1(3): 89-103. doi: 10.22075/jem.2017.1512. (In Persian).

- Barkhordari, S. & Jalili, H., (2018). "Determinant Factors of Exchange Rate in Iran with Focus on Economic Sanctions". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(28): 35-58. doi: 10.22084/aes.2018.16639.2670. (In Persian).

- Behboodi, D.; Bastan, F. & Feshari, M., (2011). "The Relationship between Per Capita Health Expenditure and Per Capita GDP (A Case Study of Low and Middle Income Countries)". *Economic Modelling*, *5*(15): 81-96. (In Persian).

- Bloom, D. & Canning, D., (2003). "Health as Human Capital and its Impact on Economic Performance". *Geneva Pap Risk Insur Issues Pract,* 28: 304–315.

- Canbay, Ş. & Kırca, M., (2022). "Health expenditures (total, public and private) and per capita income in the BRICS+ T: panel bootstrap causality analysis". *Journal of Economics, Finance and Administrative Science,* 27(53): 52-67. *DOI: 10.1108/JEFAS-06-2021-0105*

- Colombo, E.; Rotondi, V. & Stanca, L., (2018). "Macroeconomic conditions and health: Inspecting the transmission mechanism". *Economics and Human Biology,* 28: 29-37. *DOI: 10.1016/j.ehb.2017.11.005*

- Country progress report– Iran, Global AIDS Monitoring 2020 https://www.unaids.org/en/dataanalysis/knowyourresponse/countryprogressreports/2020countries

- Dieleman, J., (2020). "Health sector spending and spending on HIV/AIDS, tuberculosis, and malaria, and development assistance for health: progress towards Sustinable Development Goal 3". *The Lancet*, 396: 693- 724. DOI: https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30608-5

- Doudangi, M., (2016). "Factors Affecting Domestic and Foreign Investments in Iran". *Economic Growth and Development Research,* 6(23): 147-131. (In Persian).

- Dyakova, M.; Hamelmann, C.; Bellis, MA.; Besnier, E.; Grey, CNB.; Ashton, K. et al., (2017). "Investment for health and well-being: a review of the social return on investment from public health policies to support implementing the Sustainable Development Goals by building on Health 2020". *Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; (Health Evidence Network (HEN) synthesis report 51)*.

- Eisavi, M. & Moayedfard, A., (2022). "Budget Trends and Financing Methods of the Health Sector in Iran: An Operational Proposal". *Journal of Health Administration*, 24(4): 71-83. Doi: 10.52547/jha.24.4.71. (In Persian).

- Emadzadeh, M.; Sameti, M. & Dastjerdi, D. S., (2012). "The Effects of Healthcare Expenditure on Economic Growth of Iranian Provinces". *Health Information Management*, 8(7): 918-928. (In Persian).

- Farhang, A., (2022). "The Effects of Financial Structure on Life Expectancy (Cup-FM Approach)". *Journal of Development and Capital*, 7(1): 121-134. doi: 10.22103/jdc.2022.19233.1221. (In Persian).

- Fatemi Zardan, Y. & Fotros, M. H., (2021). "Assessing the Vulnerability of the Household Health Expenditure in Each Province in terms of the Fluctuations of Economic Variables". *Social Security Journal*, 17(1): 71-97. (In Persian).

- Fotros, M. H.; Akbari Shahrestani, F. & Mirzaei, M., (2012). "Effects of Economic Freedom on Life Expectancy A panel data Analysis of Selected Countries, Including Iran". *Economic Strategy*, 1(3): 169-193. (In Persian).

- Gaies, B., (2022). "Reassessing the impact of health expenditure on income growth in the face of the global sanitary crisis: the case of developing countries". *The European Journal of Health Economics,* 23: 1415–1436. https://doi.org/10.1007/s10198-022-01433-1.

- Ghanbari, A.; Maleki Kaklar, H. & Molaei Gholanji, I., (2022). "The Impact of Health Expenses on Life Expectancy in Iran". *Journal of Accounting and Management Vision*, 5(65): 90-103. (In Persian).

- Ghavidel, S. & Mirghiyasi, N., (2018). "Population Aging, Life Expectancy and Economic Growth". *Iranian Journal of Economic Research*, 22(73): 159-196. Doi: 10.22054/ijer.2018.8302. (In Persian).

- Ghorbani, M. & Shayanmehr, S., (2022). "Identifying Factors Affecting the Economic Growth of Developed Countries: Application of Panel Tobit and Spatial Panel Tobit Models. *Journal of Agricultural Economics Research,* 14(1): 43-58, Doi: 10.30495/jae.2022.21158.2006. (In Persian).

- Giammanco, M. D. & Gitto, L., (2019). "Health expenditure and FDI in Europe". *Economic Analysis and Policy*. 62: 255-267. https://doi.org/10.1016/j.eap.2019.04.001.

- Grossman, M., (*2005*). "Education and non- market outcomes". *NBER Working Paper:* w11582, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=795266

- Grossman, M., (1972). "On the concept of health capital and demand for health". *The Journal of political economy*, 80 (2): 223-255.

- Haakenstad, A.; Moses, M.; Tao, T.; Tsakalos, G.; Zlavog, B.; Kates, J.; Wexler, A.; Murray, Ch. & Dieleman, J., (2019). "Potential for additional government spending on HIV/AIDS in 137 low-income and middle-income countries: an economic modelling study". *Lancet HIV*, 6(6): 382–395. DOI: https://doi.org/10.1016/S2352-3018(19)30038-4

- Hasani Sadrabadi, M.; Azarpeivand, Z. & Firouzi, R., (2011). "The effect of public health expenditures on economic growth and it`s indirect effects on private consumption in Iran: A Supply Side Approach". *Journal of health administration,* 13(42): 57-64. URL: http://jha.iums.ac.ir/article-1-767-fa.html. *(In Persian).*

- Hernandez-Villafuerte, K.; Zamora, B.; Feng, Y.; Parkin, D.; Devlin, N. & Towse, A., (2022). "Estimating health system opportunity costs: the role of non-linearities and inefficiency". *Cost effectiveness and resource allocation: C/E*, 20(1), 56. https://doi.org/10.1186/s12962-022-00391-y

- Izadkhasti, H. & Balaghi-Inalo, Y., (2018). "Analyzing the Effects of Allocation of Government Expenditure in Health Sector and Prevention of Pollution on Economic

Growth: Endogenous Growth Approach". *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 17 (4): 21-43. URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-11952-fa.html. (In Persian).

- Jahangard, E.; Daneshmand, A.; Panahi, S. & Nikbin, B., (2017). "The effect of foreign direct investment on Iran's economic growth, an extension of the Pajula model". *Financial Economics*, 11(40): 95-116. *(In Persian).*

- Jahangard, E.; Ranjbar Fallah, R. & Sarabadi Tafreshi, S., (2012). "Estimation of health production function in Iran". *Journal of Financial Economic*. 6(18): 9-28, SID. https://sid.ir/paper/229230/fa. (In Persian).

- Ketenci, N. & Murthy, V. N. R., (2018). "Some determinants of life expectancy in the United States: results from cointegration tests under structural breaks". *Journal of Economics and Finance,* 42: 508–525. https://doi.org/10.1007/s12197-017-9401-2.

- Kordbache, H. & Ahmadi, Z., (2018). "Evaluation the Effect of Exchange Rate Fluctuations on Medical Care Price Indexes in Iran". *Journal of healthcare management*, *8*(4): 17-27. (In Persian).

- Makiyan, S. N.; Taherpour, E. & Zangiabadi, P., (2016). "Health Expenditure & Life-expectancy in Islamic Countries: A Panel Data Approach". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 4(13): 25-40. (In Persian).

- Mantovani, I. & Wermelinger, M., (2020). "Can FDI improve the resilienceof health systems? Policy note for discussion at the second session of the 2020 Roundtable on Investment and Sustainable Development". *OECD Report.*

- Martin, S.; Rice, N. & Smith, P. C., (2012). "Comparing costs and outcomes across programmes of health care". *Health economics*, 21(3): 316–337. https://doi.org/10.1002/hec.1716

- Mehranfard, Z.; Mozayani, A.; Assari Arani, A. & Agheli, L., (2022). "Assessing the Socio-Economic Consequences of Corona in Iran, from the Behavioral Economics Perspective". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(43): 209-236. doi: 10.22084/aes.2022.26183.3446. (In Persian).

- Mehrara, M. & Farshchi, M., (2020). "The Effect of Education on Iranian Households Health Care Spending". *Journal Of Economics and Regional Development*, 26(18): 41-74. doi: 10.22067/erd.v26i18.85044. (In Persian).

- Mehrara, M. & Farshchi, M., (2020). "Effect of Education Level on Urban Households' Medical Treatment Spending Using Bayesian Model Averaging (BMA)". *Hakim,* 23(1): 130-143. (In Persian).

- Meskarpour Amiri, M. & Mahdizadeh, P. (2020). Trend Analysis of Iran's Macroeconomics Main Variables and its Impact on Health Indicators, *Iranian Journal of Health Insurance,* 2(4), 206-215. (In Persian).

- Mirshafiee, A.; Shahrestani, H.; Memarnezhad, A. & Ghaffari, F., (2022). "Inflation Uncertainty and Health". *Payesh,* 21(3): 273-285, Doi: 10.52547/payesh.21.3.273. (In Persian).

- Mohamadnejad, N.; Fotros, M. H. & Masoumi, M., (2018). "Analysis of the Effects of the 1389-1392 Recession on Iranian Health Expenditure". *Social Welfare Quarterly,* 17(67), 109-134. *(In Persian).*

- Moga Rogoz, A. T.; Sart, G.; Bayar, Y. & Gavriletea, M. D., (2022). "Impact of Economic Freedom and Educational Attainment on Life Expectancy: Evidence from the

New EU Member States". *Frontiers in public health*, 10, 907138. https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.907138

- Monsef, A. & Shahmohammadi Mehrjardi, A., (2017). "Economic factors and life expectancy in 136 countries during 2002 to 2010". *Payesh,* 16(5): 567-574. (In Persian).

- Motaghi, S.; Hosseini Nasab, S.; Asari, A. & Agheli, L., (2013). "Factor affecting on health in the Organization of the Islamic Conference (OIC) Member Countries' case (social – economic approach)". *Journal of Investment Knowledge*, 2(6): 123-140. (In Persian).

- Nadri, S. & Khodabakhshi, A., (2019). "Investigation of the Tax Income and Oil Revenues on Health Expenditure in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(31): 255-275. doi: 10.22084/aes.2019.17608.2748. *(In Persian).*

- Negahdari, E., (2014). "The role of human capital in the efficacy of FDI on economic growth in the countries of the Persian Gulf". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 2(2: 5): 67-75. (In Persian).

- Nosrati, S.; Hayati, B.; Pishbahar, E. & Mohammadrezaie, R., (2013). "Analyzing the Factors Affecting Fish Consumption among the Households of Tabriz County". *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(3): 230-241. doi: 10.22067/jead2.v0i0.29543. (In Persian).

- Onofrei, M.; Vatamanu, A. F.; Vintilă, G. & Cigu, E., (2021). "Government Health Expenditure and Public Health Outcomes: A Comparative Study among EU Developing Countries". *International journal of environmental research and public health*, 18(20): 10725. https://doi.org/10.3390/ijerph182010725

- Raeesi, P.; Harati-Khalilabad, T.; Rezapour, A.; Azari, S. & Javan-Noughabi, J., (2018). "Effects of private and public health expenditure on health outcomes among countries with different health care systems: 2000 and 2014". *Medical journal of the Islamic Republic of Iran*, 32: 35. https://doi.org/10.14196/mjiri.32.35

- Raghupathi, V. & Raghupathi, W., (2020). "The influence of education on health: an empirical assessment of OECD countries for the period 1995-2015". *Archives of public health (Archives belges de sante publique)*, *78*: 20. https://doi.org/10.1186/s13690-020-00402-5

- Rezazadeh, A. Mohamadpour, S. & Aghabeigi, A., (2019). "Healthcare Expenditure and GDP Growth in D8 Countrie". *Journal of Planning and Budgeting.* 23(4): 37-62. URL: http://jpbud.ir/article-1-1762-fa.html . (In Persian).

- Samadpoor, N.; Emadzade, M.; Rangbar, H. & Azizi, F., (2014). "The Impact of Education on Health in Iran: A Production Function Approach". *Journal of Economics Modeling research Kbarazmi University,* 5(15): 147-178, http://jemr.khu.ac.ir/article-1-823-fa.html. (In Persian).

- Sarlak, A. & Savari, A., (2016). "The Impact of Socio-Economic Factors on Life Expectancy in Iran". *Journal of healthcare management*, 7(3): 7-15. (In Persian).

- SeyedAlinaghi, S.; Taj, L.; Mazaheri-Tehrani, E.; Ahsani-Nasab, S.; Abedinzadeh, N.; McFarland, W.; Mohraz, M. & Mirzazadeh, A., (2021). "HIV in Iran: onset, responses, and future directions". *AIDS (London, England)*, 35(4): 529–542. https://doi.org/10.1097/QAD.0000000000002757

- Shahraki, M. & Ghaderi, S., (2019). "The Effect of Socioeconomic Factors on Household Health Expenditures: Heckman Two-Step Method". *Payavard,* 13(2): 160-171 URL: http://payavard.tums.ac.ir/article-1-6761-fa.html . (In Persian).

- Shalyari, F.; Arman, S. A. & Salahmanesh, A., (2022). "Investigating the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Inflation and Interest Rate Uncertainty and the Role Monetary and Fiscal Policy Credibility on it: Application of BEKK-VECH-VAR Methods". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(43): 9-37. Doi: 10.22084/aes.2022.25294.3372. (In Persian).

- Shamshirbandi, M.; Dalmanpour, M. & Asgari, F., (2022). "The effect of private and government investment on the growth of the health sector in Iran". *Economic Modelling*, 16(58): 67-84. Doi: 10.30495/eco.2022.1967155.2692. (In Persian).

- Shaukat, S.; Ullah, A.; Nargis, F.; Iqbal, A. & Gulzar, U., (2022). "Socioeconomic and Demographic Determinants of Out-of-Pocket Healthcare Expenditures in Pakistan: A Provincial Comparative Analysis". *Journal of Policy Research,* 8 (3): 189–195. DOI:https://doi.org/10.5281/zenodo.7233329.

- Tabaghchi Akbari, L.; Babazadeh, M.; Sameei, G. & AkhundzadehYousefi, T., (2022). "Nonlinear Effects of Financial Integration and Inflation on Labor Productivity in Selected Developing Countries: The Markov Switching Approach". *Financial Economics*, 16(60): 249-280. doi: 10.30495/fed.2022.697614 . (In Persian).

- Taheri Bazkhaneh, S.; Karimzadeh, M. & Tahsili, H., (2015). "Investigation of socio-economic factors affecting life expectancy in Iran". *Economic Journal,* 1 & 2: 77-94. (In Persian).

- Van Zon, A. & Muysken, J., (2001). "Health and endogenous growth". *Journal of health economics*, 20(2): 169–185. https://doi.org/10.1016/s0167-6296(00)00072-2

- Whajah, J.; Bokpin, G. A. & Saint, K., (2019). "Government size, public debt and inclusive growth in Africa". *Research in International Business and Finance,* 49: 225-240. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.03.008.

- World Investment Report, (2018). UNCTAD, https://unctad.org/system/files/official-document/wir2018ch2_en.pdf

- Zweifel, P. & Breyer, F., (1997). *Health economics.* Oxford University Press.

Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

The Relationship Between the Informal Economy and the Velocity of Money in Iran

Ashena, M.[1]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28005.3603
Received: 2023.07.01; Accepted: 2023.09.20
Pp: 73-99

Abstract

The informal economy affects various economic sector, including the monetary sector. The velocity of money is one of the important monetary variables that have important effects on the results of monetary policies. In this study, the effect of the size of the informal economy on the velocity of money in Iran has been investigated using annual data during the period of 1990-2018. Using the Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) model, the relationship between the variables has been investigated. The results of the research model show that the larger the size of the informal economy, the faster the velocity of money, which indicates the positive effect of the money demand channel in the shadow economy on the velocity of money. Additionally, other explanatory variables including inflation rate, economic growth, and bank lending also show a positive effect on the velocity of money. Moreover, the results show that changes in the informal economy can lead to asymmetric changes in the velocity of money. Therefore, the activities of the informal economy affect the velocity of money, the money market, and the performance of monetary policies in Iran. It is crucial for policy makers to consider the role of informal and shadow economy activities in assessing the consequences of economic policies. Based on the research fundings, measures including inflation control, limiting informal economy activities, and increasing bank credits should be taken into account in order to control the velocity of money. Given the positive relationship between the velocity of money and the informal economy, it can be said that any policy that limits the shadow economy reduces the velocity of money and affects the effectiveness of monetary policy.

Keywords: Velocity of Money, Informal Economy, Money Demand, Monetary Policy, Iran.

JEL Classification: E00, E02, E41, E50.

1. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Humanities, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaen, Iran.
Email: ashena@buqaen.ac.ir

Citations: Ashena, M., (2023). "The Relationship Between the Informal Economy and the Velocity of Money in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 73-99. doi: 10.22084/aes.2023.28005.3603
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5314.html?lang=en

1. Introduction

The informal sector in emerging markets and developing economies accounts for about a third of GDP and about 70% of employment (World Bank, 2019). The informal economy is more widespread in low-income countries and has a high proportion of unskilled workers. Overcoming the challenges of the informal economy requires a balanced mix of policies that carefully consider country-specific drivers. Iran, due to some of its own characteristics including, the government budget deficit and borrowing from the central bank, trade restrictions, unemployment, administrative bureaucracy, weakness in the tax system, and the existence of oil revenues, is facing the development of the informal and underground economy. The activities of the informal economy have side effects that can be mentioned as drivers of variables such as the speed of velocity of money, money demand and economic growth. The velocity of money affects the monetary flow and monetary efficiency in the economy, which will ultimately affect the demand for goods and services (Zarra-Nezhad et al., 2018). Therefore, it is important to know how economic variables affect the velocity of money. Examining the role of the informal economy as a factor affecting the velocity of money can be useful in examining the behavior of the money demand and the subsequent effects on economic conditions. Although the money demand approach is often used to estimate the size of the shadow or even as a basis for other approaches in previous studies, the effect of the informal economy on the velocity of money is not investigated in Iranian economy.

In this article, the new data set related to the informal economy published by the World Bank has been used. Analysis has been done using the NARDL model and based on the data of Iran's economy during the years 1990-2018.

2. literature review

The informal economy has a side effect on the official economy and deviates macroeconomic variables from the real values (Karbor et al., 2018). Regarding the effects on the monetary sector, it can be said that the expansion of activities in the informal economy leads to more cash transactions, which leads to an increase in the demand of money (Medina and Schneider, 2017). Therefore, with the expansion of the informal economy, the velocity of money will change. By affecting the relationship between economic enterprises and the money and capital market, the informal economy will weaken monetary policies. Exchanges in the shadow economy are mostly based on cash payments, which may reduce the effect of monetary policy and reduce the effectiveness of monetary policies (Eilat and Zinnes, 2000).

Among related studies Elgin and Iyidost (2021) investigated the relationship between the speed of money velocity and the shadow economy using data from 104 countries between 1960 and 2017 and using generalized system of moments (GMM) estimates. According to the results of this study, in countries where the size of the informal economy is relatively larger, the velocity of money is also higher. The long-term effects of the shadow economy on the money circulation were investigated by Onnis and Tirelli (2015) based on the data of 43 countries in the period 1981-2005. The results showed that changes

in the size of the shadow economy have a negative and significant effect on the velocity of money. Piraee and Rajaee (2014) state that the greatest effect of the informal economy is on the money market and the inflation rate is the most important factor in the growth of the underground economy.

3. Materials and Methods

One of the methods of estimating models based on co-integration is the Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL) model. The ARDL model is a suitable method with high efficiency for small samples (Pesran and Shin, 1998). The nonlinear ARDL model (NARDL) is an extended model that can investigate the asymmetric effects of the independent variable in the short-term and long-term (Shin et al., 2014).

The NARDL model can be expanded by decomposing independent variable shocks into positive and negative components (Shin et al., 2014). Shin et al. (2014) based on the extension of Pesran et al.'s (2001) model presented the nonlinear boundary test and the modified F statistic to test the long-term co-integration between variables.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\beta_{2i}^{+} Z_{t-i}^{+} + \beta_{2i}^{-} Z_{t-i}^{-}) + \mu_t \quad (1)$$

where β^{+} , β^{-} are asymmetric coefficients of independent variable.

4. Data and empirical results

Based on the theoretical foundations of the velocity of the money, as well as the model used in the study of Elgin and Idost (2021), the informal economy along with other explanatory variables, including economic growth, inflation rate, and bank credits are considered as factors affecting the velocity of money. The time period studied in this research is annual data from 1990 to 2018. The informal economy is considered as a percentage of the official GDP. The velocity of money is also obtained by dividing national income by current prices.

The results of unit root analysis show the different degree of stationary of the variables. F statistic has been used to analyze the long-term co-integration relationships based on the study of Pesran et al.'s (2001). The results of the F test show that there is a long-term relationship between the variables at the 95% confidence level.

In table (1), the long-term model estimation results are presented. In the long term, all explanatory variables have a significant effect on the velocity of money. As can be seen, the effect of positive and negative changes in the informal economy on the velocity of money is positive and significant, indicating that any change in the size of the informal economy leads to a change in the velocity of money. Also, based on the comparison of the coefficients, this variable has a relatively important effect and has the highest coefficient after the inflation variable. Economic growth and the credits granted by banks also have positive and negative coefficients, respectively. Therefore, an increase in economic growth leads to an increase in the velocity of money and an increase in the credits granted by banks leads to a decrease in the speed of money circulation.

5. Conclusion

The results of the empirical estimation of the model show a positive relationship between the velocity of money and explanatory variables, including the informal economy, inflation, economic growth, and a negative relationship with bank loans. Meanwhile, economic growth is one of the important goals of every economy, and as a result, in order to control the velocity of money, other variables such as increasing bank credits, and controlling inflation and informal economy activities should be considered. According to the positive relationship between the velocity of money and the informal economy, it can be said that any policy that limits the shadow economy can also limit the velocity of money and affect the effectiveness of monetary policy. Assuming the negative consequences of the informal economy on the formal sector of the economy in the short-term and long-term, policymakers should plan to curb these negative effects in the long-term. Developing countries, including Iran, due to special economic conditions such as high inflation and economic instability, should focus more on controlling the effects of the informal economy on the formal economy.

Acknowledgment
Acknowledgment: The author would like to thank the reviewers for their thoughtful comments towards improving this paper.

Conflict of Interest
Conflict of Interest: The author declares that there are no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

رابطهٔ اقتصاد غیررسمی و سرعت گردش پول در ایران

ملیحه آشنا[۱]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28005.3603
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۹
صص: ۹۹-۷۳

چکیده

اقتصاد غیررسمی بر بخش‌های مختلف اقتصادی ازجمله بازار پول تأثیرگذار است. یکی از متغیرهای مهم پولی سرعت گردش پول است که بر نتایج سیاست‌های پولی آثار مهمی دارد. در این مطالعه، تأثیر اندازهٔ اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۷ مورد پژوهش قرار گرفته است. رابطهٔ بین متغیرها با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی بررسی شده است. نتایج الگوی تحقیق نشان می‌دهد که هرچه حجم اقتصاد غیررسمی بزرگ‌تر باشد سرعت گردش پول نیز بیشتر است که نشان‌دهندهٔ اثر مثبت کانال تقاضای پول در اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول است. سایر متغیرهای توضیحی شامل نرخ تورم، رشد اقتصادی، و تسهیلات اعطایی بانکی نیز اثر مثبت بر سرعت گردش پول را نشان می‌دهد. هم‌چنین، براساس نتایج تحقیق تغییرات اقتصاد غیررسمی به تغییرات نامتقارن سرعت گردش پول می‌تواند منجر شود؛ بنابراین، فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی سرعت گردش پول و درنتیجه بازار پول و عملکرد سیاست‌های پولی را در ایران تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و مناسب است سیاست‌گذاران به نقش فعالیت‌های اقتصاد سایه و غیررسمی در نتایج سیاست‌های اقتصادی توجه کنند. باتوجه به نتایج این پژوهش، به‌منظور کنترل سرعت گردش پول اقداماتی شامل کنترل تورم، محدودسازی فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی، و افزایش اعتبارات بانکی باید مدنظر قرار گیرد. باوجود رابطهٔ مثبت بین سرعت گردش پول و اقتصاد غیررسمی، می‌توان بیان کرد هر سیاستی که اقتصاد سایه را محدود می‌کند سرعت گردش پول را کاهش می‌دهد و اثرگذاری سیاست پولی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

کلیدواژگان: سرعت گردش پول، اقتصاد غیررسمی، تقاضای پول، سیاست پولی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: E00, E02, E41, E50.

۱. استادیار اقتصاد، گروه حسابداری، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات، قاین، ایران.
Email: Ashena@buqaen.ac.ir

ارجاع به مقاله: آشنا، ملیحه، (۱۴۰۲). «رابطهٔ اقتصاد غیررسمی و سرعت گردش پول در ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۷۳-۹۹.
doi: 10.22084/aes.2023.28005.3603
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5314.html?lang=fa

۱. مقدمه

مجموعه فعالیت‌های اقتصادی شامل فعالیت‌های رسمی و غیررسمی است که در این‌میان فعالیت‌های غیررسمی با عنوان اقتصاد سایه یا زیرزمینی شناخته می‌شود. کشورهایی که دارای اقتصاد غیررسمی بالایی هستند، مجموعه‌ای از چالش‌های توسعه، فقر بیشتر، درآمد سرانهٔ کمتر، پیشرفت کمتر به سمت اهداف توسعهٔ پایدار، نابرابری بیشتر، سرمایهٔ انسانی کمتر، سرمایه‌گذاری در بهره‌وری ضعیف‌تر، و هم‌چنین حکمرانی ضعیف‌تری دارند. اقتصاد سایه به‌عنوان یکی از چالش‌های پیش‌روی هر اقتصادی است که حجم زیاد آن پیامدهای منفی بر بخش‌های مختلف اقتصاد رسمی دارد. یک پیامد منفی آن اثرگذاری بر نتایج سیاست‌های اقتصادی است. به‌عبارت دیگر، از مهم‌ترین عوارض اقتصاد سایهٔ کاهش اثرگذاری سیاست‌های اقتصادی کلان و سیاست‌های بودجه‌ای است (نجفیان و همکاران، ۱۴۰۱). عاملین اقتصادی در اقتصاد رسمی به دلیل هزینه‌های ناشی از فعالیت‌های رسمی و قانونی ممکن است قدرت رقابت با عاملین غیررسمی را نداشته باشند. از جنبهٔ دیگر نیز اگر بانک مرکزی رشد اقتصاد رسمی را مبنای قاعده رشد پولی قرار دهد پیامدهای مختلفی بر اقتصاد اعمال خواهد شد.

بخش غیررسمی در بازارهای نوظهور و اقتصادهای درحال توسعهٔ حدود یک–سوم تولید ناخالص داخلی و ۷۰٪ اشتغال (که خوداشتغالی بیش از نیمی از آن است) را تشکیل می‌دهد (بانک جهانی[1]، ۲۰۱۹). اقتصاد غیررسمی در کشورهای کم‌درآمد گسترده‌تر است و سهم بالایی از کارگران غیر ماهر را دارد. به‌طورکلی بخش غیررسمی بزرگ‌تر با بهره‌وری کمتر، کاهش درآمدهای مالیاتی، و فقر و نابرابری بیشتر همراه است (تقی–نژادعمران و نیک‌پور، ۱۳۹۲). غلبه بر چالش‌های اقتصاد غیررسمی مستلزم ترکیبی متعادل از سیاست‌ها است که محرک‌های خاص کشور را به‌دقت در نظر بگیرد (بانک جهانی، ۲۰۱۹).

ایران به‌دلیل برخی ویژگی‌های خاص خود از قبیل کسری بودجهٔ دولت و استقراض از بانک مرکزی، محدودیت‌های تجاری، بیکاری، بروکراسی اداری، ضعف در سیستم مالیاتی، و عدم سخت‌گیری دولت در مباحث مالیاتی به‌دلیل وجود درآمدهای نفتی و... با تبعات توسعهٔ اقتصاد غیررسمی و زیرزمینی مواجه است. فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی پیامدهای جانبی را به‌همراه دارد که می‌توان اثرگذاری بر متغیرهایی مانند سرعت گردش پول، تقاضای پول و رشد اقتصادی را نام‌برد؛ به‌عبارت دیگر، باوجود تداوم فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی، حجم این بخش از اقتصاد بر متغیرهای اقتصادی ازجمله سرعت گردش پول اثرگذار خواهد بود. سرعت گردش پول، جریان پولی و درنتیجه آثار پولی را در اقتصاد تحت‌تأثیر قرار می‌دهد که درنهایت تقاضای کالا و خدمات را نیز متأثر خواهد ساخت (زراءنژاد و همکاران، ۱۳۹۰)؛ بنابراین، شناخت عوامل مؤثر بر آن و نحوهٔ اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر سرعت گردش پول دارای اهمیت است. بررسی نقش اقتصاد غیررسمی به‌عنوان عاملی مؤثر بر سرعت گردش پول می‌تواند در بررسی رفتار سرعت گردش پول و آثار متعاقب بر شرایط اقتصادی مفید باشد. بر این‌اساس، هدف این پژوهش بررسی این موضوع است که اقتصاد غیررسمی در کنار سایر متغیرهای اقتصاد کلان چه اثری بر سرعت گردش پول در ایران دارد. با توجه به مطالعات قبلی درمورد سرعت گردش پول و روند

1. World bank

غیرخطی آن (زراءنژاد و همکاران، ۱۳۹۰)، و نیز با توجه به اثر متفاوت اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول، الگوی نامتقارن در بررسی تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی مورداستفاده قرار گرفته است.

اگرچه رویکرد تقاضای پول اغلب برای برآورد اندازهٔ اقتصاد سایه یا زیرزمینی استفاده می‌شود یا حتی به‌عنوان مبنایی برای رویکردهای دیگر مانند رویکرد شاخص چندگانه (MIMIC)[1] یا رویکرد تعادل عمومی پویا (DGE)[2] استفاده می‌شود، در مطالعات قبلی به تأثیر اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول توجه زیادی نشده است. هم‌چنین، درزمینهٔ اقتصاد غیررسمی بیشتر مطالعات در ایران به برآورد اقتصاد زیرزمینی و عوامل ایجاد آن و یا آثار بر بخش مالیات و اشتغال پرداخته‌اند و مطالعه‌ای به بررسی اثر اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول نپرداخته است. قابل ذکر است که در این پژوهش از مجموعه داده‌های جدید مربوط به اقتصاد غیررسمی منتشر شده توسط بانک جهانی استفاده شده است. با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی و بر اساس داده‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۹–۱۳۹۷ تجزیه و تحلیل انجام شده است.

ادامهٔ پژوهش بدین‌شرح تنظیم شده است: بخش دوم، ادبیات موضوع را بیان می‌کند. بخش سوم، الگوی تحقیق و روش برآورد را بیان می‌کند. بخش چهارم، نتایج برآورد را ارائه می‌دهد؛ درنهایت، بخش پنجم نتایج را جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌کند.

۲. مبانی نظری موضوع

۲-۱. اقتصاد غیررسمی

براساس اهداف مطالعات مختلف تعاریف متفاوتی از اقتصاد غیررسمی درنظر گرفته شده است و عبارات مختلفی مانند: اقتصاد غیررسمی، اقتصاد زیرزمینی، اقتصاد سیاه، اقتصاد سایه‌ای و پنهان و... به‌کار برده شده است. یک معیار طبقه‌بندی مفاهیم اقتصاد غیررسمی براساس مفهوم نهادگرایی است. بر این‌اساس تمایز بین اقتصاد رسمی و غیررسمی بررسی فعالیت در چارچوب قواعد نهادی متداول است (فایگ[3]، ۱۹۹۰)؛ بنابراین، فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی در چهار نوع فعالیت‌های غیرقانونی، گزارش نشده، ثبت نشده و غیررسمی درنظر گرفته می‌شود. مفهوم اقتصاد غیرقانونی و گزارش نشده در بیشتر مطالعات مرتبط با حوزهٔ مالیاتی مدنظر قرار می‌گیرد (اشنایدر و بوهن[4]، ۲۰۱۷).

بخش غیررسمی اقتصاد شامل فعالیت‌های تولیدی، خدماتی و بازرگانی است که کالاها و خدمات تولیدی آن‌ها معامله شده و مصرف می‌شود، اما به‌دلیل هزینه‌بر بودن جمع‌آوری اطلاعات آماری آن در حسابداری ملی لحاظ نمی‌شود. در کنار این بخش، بخش دیگری وجود دارد که فعالیت‌های آن مباحث غیرقانونی مثل فرار مالیاتی را دربر دارد که بیشتر واژهٔ اقتصاد سیاه یا زیرزمینی برای آن کاربرد دارد (صامتی و همکاران، ۱۳۹۷). اقتصاد غیررسمی معمولاً به‌عنوان تولید کالاها و خدمات مبتنی‌بر بازار و قانونی تعریف می‌شود که به‌دلایل پولی، نظارتی

1. Bultiple indicators multiple causes
2. Dynamic general equilibrium
3. Feige
4. Schneider and Buehn

یا سازمانی از مقامات دولتی پنهان می‌شود (اشنایدر و همکاران[1]، ۲۰۱۰). دلایل پولی شامل اجتناب از مالیات و دریافت کمک‌های تأمین اجتماعی، دلایل نظارتی شامل اجتناب از بوروکراسی دولتی یا بارهای نظارتی، و دلایل نهادی شامل فساد است که اغلب به کیفیت پایین نهادهای سیاسی و ضعف حاکمیت قانون مربوط می‌شود. این فعالیت‌ها اگرچه بر ارزش‌افزودهٔ اقتصاد اثر دارد، اما به‌دلیل این‌که از راه غیررسمی عمل می‌کنند در حساب‌های ملی لحاظ نمی‌شوند (مطلبی و همکاران، ۱۳۹۸). با این‌حال، اقتصاد زیرزمینی بر اقتصاد رسمی اثر جانبی دارد و متغیرهای اقتصاد کلان را از مقادیر واقعی منحرف می‌کند (کاربر و همکاران، ۱۳۹۸). به‌طورکلی آثار اقتصاد غیررسمی در بخش‌های مختلفی مانند بخش تولید، مخارج خانوار و بازار پول بروز می‌یابد. درمورد آثار بر بخش پولی می‌توان گفت، گسترش فعالیت‌ها در اقتصاد غیررسمی معاملات نقدی بیشتری را به‌دنبال دارد که درنتیجه منجر به افزایش تقاضای پول نقد می‌شود (مدینا و اشنایدر[2]، ۲۰۱۷)؛ بنابراین، با گسترش اقتصاد غیررسمی نسبت پول در گردش و سرعت گردش پول تغییر خواهد کرد. اقتصاد سایه با اثرگذاری بر رابطهٔ بین بنگاه‌های اقتصادی و بازار پول و سرمایه، تضعیف سیاست‌های پولی را دربر خواهد داشت. مبادلات در اقتصاد سایهٔ بیشتر برمبنای پرداخت نقدی است که ممکن است اثر سیاست پولی را کاهش دهد و کاهش کارایی سیاست‌های پولی را دربر داشته باشد (ایلات و زینس[3]، ۲۰۰۰). علاوه‌بر این، عدم کارایی سیاست‌های مالی، عدم تخصیص بهینهٔ منابع در اقتصاد خُرد، و پیامدهای اجتماعی مانند تضعیف نهادهای اجتماعی از دیگر آثار اقتصاد غیررسمی است.

عوامل اقتصادی و سیاسی مختلفی در پیدایش اقتصاد غیررسمی نقش دارند. افزایش اندازهٔ بخش عمومی، درجهٔ مقررات سیستم اقتصادی، رشد بیکاری و رشد سطح عمومی قیمت‌ها از عواملی هستند که گرایش ورود به اقتصاد غیررسمی را متأثر می‌سازد (گیلز[4]، ۱۹۹۸؛ دل‌آنو و سالومن[5]، ۲۰۰۶؛ گیلز و همکاران[6]، ۲۰۰۲). این عوامل بر تصمیمات شرکت‌ها و کارگران برای مشارکت در بخش رسمی تأثیر می‌گذارد (البنساوی[7]، ۲۰۲۱).

برآورد اندازهٔ اقتصاد غیررسمی بنا به تعریف مشکل است. به‌همین دلیل محققان چندین مدل مبتنی‌بر ویژگی‌های مختلف را برای برآورد اقتصاد غیررسمی استفاده کرده‌اند. یکی از این ویژگی‌ها این است که اقتصاد غیررسمی در مقایسه با اقتصاد رسمی نسبتاً پول نقد بیشتری را تقاضا دارد (فایگ[8]، ۱۹۷۹؛ اشنایدر و انست[9]، ۲۰۰۰؛ الگین[10]، ۲۰۲۱)؛ بنابراین، تقاضای پول زمانی‌که اندازهٔ اقتصاد غیررسمی نسبتاً بزرگ باشد افزایش می‌یابد. این ویژگی مبتنی‌بر نظریهٔ مقداری پول فیشر است، به‌طوری‌که می‌توان گفت تغییرات در اندازهٔ اقتصاد غیررسمی عامل تغییر در نسبت کل معاملات به درآمد است. نقطهٔ شروع این رویکرد از رویکرد تقاضای ارز

---

1. Schneider et al.
2. Medina and Schneider
3. Eilat and Zinnes
4. Giles
5. Dell'Anno and Solomon
6. Giles et al.
7. Elbahnasawy
8. Feige
9. Schneider and Enste
10. Elgin

«گاتمن»[1] (۱۹۷۷) نشأت گرفته است و اندازهٔ اقتصاد سایه را با افزایش تقاضای ارز توضیح می‌دهد. در این دیدگاه فرض‌بر این است که سه اثر وجود دارد که باعث تغییر نسبت کل معاملات به درآمد می‌شود. این سه اثر شامل تغییرات قیمت‌ها، تغییرات ساختاری و تغییر در مقیاس معاملات در اقتصاد غیررسمی است (الگین و ایدوست[2]، ۲۰۲۱). براساس این دیدگاه، هنگامی‌که کشش تقاضای پول نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی (رسمی) محاسبه شود، تغییرات در تقاضای پول بالاتر و پایین‌تر از این کشش را می‌توان به تغییر در اندازهٔ اقتصاد غیررسمی نسبت داد.

رویکرد تقاضای پول اغلب برای برآورد اندازهٔ اقتصاد سایه یا به‌عنوان مبنایی برای رویکردهای دیگر مانند رویکرد شاخص چندگانه (MIMIC) (اشنایدر و انست، ۲۰۰۰) یا رویکرد تعادل عمومی پویا (DGE) (الگین و همکاران[3]، ۲۰۱۹) استفاده می‌شود. «اشنایدر» و «بوهن» (۲۰۱۷) بیان می‌کنند که روش قابل اطمینان خاصی برای برآورد اندازهٔ اقتصاد سایه وجود ندارد و با استفاده از روش‌های مختلف نتایج متفاوتی ممکن است به‌دست آید. قابل ذکر است که تفاوت‌هایی در محرک‌های مفروض زمینه‌ای اقتصاد غیررسمی در این دو رویکرد وجود دارد. MIMIC براساس متغیرهای آهسته حرکتی مانند متغیرهای مربوط به کیفیت سازمانی است، درحالی‌که DGE مبتنی‌بر متغیرهای ناپایدارتر مانند اشتغال، سرمایه‌گذاری و بهره‌وری است. مدل تعادل عمومی پویا (DGE) درنظر می‌گیرد که خانواده‌ها چگونه نیروی کار را بین اقتصادهای رسمی و غیررسمی در هر دوره تخصیص می‌دهند و چگونه تخصیص در طول زمان تغییر می‌کند (اریگ و مو[4]، ۲۰۰۴؛ الگین و اوزانتلی[5]، ۲۰۱۲). در مقایسه با سایر روش‌های تخمین، رویکرد DGE مبنای نظری واضح و کاربردی برای پیش‌بینی‌های سیاستی دارد (لویزا[6]، ۲۰۱۶). در پژوهش حاضر نیز از داده‌های بانک جهانی مربوط به رویکرد تعادل عمومی پویا استفاده شده است.

۲-۲. سرعت گردش پول و اقتصاد غیررسمی

سرعت گردش پول به عنوان یکی از موضوعات مهم در اقتصاد پولی همواره موردتوجه بوده است. نظر مکتب‌های مختلف درمورد سرعت گردش پول متفاوت است. اگرچه کلاسیک‌ها به عدم اثرگذاری سیاست‌های اقتصادی بر سرعت گردش پول معتقد هستند، اما نئوکلاسیک‌ها به اثرگذاری سیاست‌های غیرقابل پیش‌بینی در کوتاه‌مدت بر سرعت گردش پول معتقدند و در بلندمدت تنها تغییرات آرامی را برای سرعت گردش پول درنظر می‌گیرند. در مکتب «کینز» سرعت گردش پول به‌خصوص در شرایط دام نقدینگی و دام سرمایه‌گذاری بی‌ثبات است. مکتب کینزین و نئوکینزین سرعت گردش پول را تابعی از سیاست‌های اقتصادی می‌دانند. درنتیجه،

1. Guttman
2. Elgin and Iyidost
3. Elgin et al.
4. Ihrig and Moe
5. Elgin and Oztunali
6. Loayza

به‌دنبال تغییر سیاست‌های اقتصادی همان‌گونه که متغیرهای اقتصاد کلان تغییر می‌کنند (آشنا و لعل‌خضری، ۱۴۰۰)، سرعت گردش پول نیز ایستا نخواهد بود.

براساس دیدگاه «جان استوارت میل» در اقتصادهای مختلف، نقدینگی با سرعت متفاوتی دست‌به‌دست می‌شود و بر این‌اساس رابطه مقداری پول را به‌صورت زیر بیان کرده است؛ به‌طوری‌که سرعت گردش پول و نقدینگی (V) معادل با حجم دادوستد در سطح جاری قیمت‌ها (P) خواهد بود.

$$MV = P.Y \qquad (۱)$$

براساس دیدگاه پول‌گرایان، به‌ویژه «فریدمن» سرعت گردش پول تابعی از تقاضا برای ماندهٔ واقعی پول (m) است که درواقع تابعی از تولید واقعی (Y) و نرخ بازدهی دارایی‌های رقیب (R) و نرخ تورم (P) است.

$$\frac{M}{P} = f(Y, R_1, R_2, \dots P) \qquad (۲)$$

با توجه به نظریهٔ مقداری پول خواهیم داشت:

$$\frac{M}{P} = \frac{Y}{V(R_1,R_2,\dots P)} \rightarrow V = \frac{Y}{m} \rightarrow V = v(R_1, R_2, \dots . P, Y) \qquad (۳)$$

اگرچه پول‌گرایان به ثبات نسبی سرعت گردش پول اشاره دارند، اما تابع سرعت گردش پول به عواملی چون: نرخ بهره سایر دارایی‌ها و بازارها، تورم، تولید واقعی و عوامل ساختاری اقتصادکلان بستگی دارد؛ به‌عنوان مثال، با تغییر محیط اقتصادی مانند توسعهٔ بازار مالی، بانک‌داری الکترونیک، آزادسازی بازار ارز و... سرعت گردش پول نیز تغییر خواهد کرد (اومر[1]، ۲۰۱۴؛ صمصامی و نخودبریز، ۱۳۹۷)؛ بنابراین، باوجود امکان تغییرپذیری سرعت گردش پول و نیز رابطهٔ آن با تقاضای پول، سرعت گردش پول به‌عنوان متغیری مهم در سیاست‌گذاری‌های پولی خواهد بود. باتوجه به این‌که سرعت گردش پول تابعی از تقاضای پول است، با فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی تقاضای پول و سرعت گردش آن تغییر خواهد کرد. «بروش»[2] (۲۰۰۵) و «خولودیلین» و «تیسن»[3] (۲۰۱۱) به اهمیت ارتباط سرعت گردش پول و اقتصاد سایه تأکید می‌کنند. در این‌راستا شناسایی مفروضات اساسی در رابطهٔ تقاضای پول و فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی به بررسی بیشتری نیاز دارد که رابطهٔ بین سرعت پول و اقتصاد غیررسمی را روشن کند.

در اقتصاد کلان سرعت گردش پول تعداد دفعات دست‌به‌دست شدن پول را اندازه می‌گیرد. از یک‌طرف، باتوجه به این‌که مقیاس اقتصاد غیررسمی کوچک است، هرچه سهم اقتصاد غیررسمی بیشتر شود دست‌به‌دست شدن پول در مقیاس کلی اقتصاد کم‌شده و سرعت گردش پول کمتر می‌شود (اونیس و تریلی[4]، ۲۰۱۵)؛ به‌عبارت دیگر، با افزایش اقتصاد غیررسمی به‌دلیل کاهش حجم مبادلات و فعالیت‌های اقتصادی سرعت گردش پول کاهش می‌یابد. این اثر را به‌عنوان اثر مقیاس اقتصاد غیررسمی بر سرعت پول می‌توان درنظر گرفت (الگین و ایدوست، ۲۰۲۱)؛ اما از طرف دیگر، به‌دلیل بالا بودن تقاضای پول در اقتصاد غیررسمی، سرعت گردش پول افزایش می‌یابد. هم‌چنین، وقتی معاملات در یک اقتصاد سریع‌تر از عرضهٔ پول رشد کند، سرعت گردش پول

---

1. Omer
2. Breusch
3. Kholodilin, and Thiessen
4. Onnis and Tirelli

افزایش می‌یابد (پراسیتو[1]، ۲۰۱۸)؛ بنابراین، بالا بودن سرعت گردش پول با توجه به بالا بودن تقاضای پول در اقتصاد غیررسمی، را اثر تقاضای پول در اقتصاد غیررسمی می‌نامیم. بسته به اندازهٔ هر اثر، هم‌بستگی بین اندازهٔ اقتصاد غیررسمی و سرعت گردش پول می‌تواند مثبت، منفی یا حتی صفر باشد (الگین و ایدوست، ۲۰۲۱).

تغییرات در سرعت گردش پول ممکن است در نتیجهٔ تغییرات تقاضای پول از دو طریق مهم ایجاد شود؛ اول این‌که ممکن است ناشی از حرکت در طول تابع تقاضای پول، به‌عنوان پیامد استدلال انتظارات تورمی باشند؛ دوم این‌که تابع تقاضای پول ممکن است تغییر کند (بی‌ثباتی تقاضای پول) که منجر به تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در سرعت گردش پول شود؛ بنابراین، تغییر تقاضای پول به‌دنبال تغییر در اندازهٔ اقتصاد سایه و غیررسمی، سرعت گردش پول را تغییر خواهد داد. با توجه به این‌که سرعت گردش پول تحت‌تأثیر متغیرهای مختلفی قرار دارد، برای توضیح کامل ارتباط بین اقتصاد غیررسمی و سرعت پول، باید برخی متغیرهای توضیحی در تابع سرعت گردش پول را نیز درنظر گرفت؛ به‌عنوان مثال، «فریدمن»[2] (۱۹۸۸) از قیمت واقعی سهام، نسبت نرخ بهرهٔ بلندمدت به کوتاه‌مدت، و یک شاخص بازده اسمی دارایی‌های فیزیکی برای تخمین سرعت پول استفاده می‌کند. در برخی مطالعات دیگر نرخ تورم، درآمد ملی و نقش اعتبارات و تکنولوژی نیز در تابع سرعت گردش پول مورد تأیید قرار گرفته است (اووی[3]، ۱۹۹۷؛ بنک و همکاران[4]، ۲۰۰۸؛ فیگ و جرز[5]، ۲۰۰۵). در ایران نیز برخی مطالعات متغیرهایی مانند تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، اعتبارات بانکی و درجهٔ توسعه‌یافتگی نظام بانکی، و نرخ تورم به‌عنوان متغیرهای مهم در تابع سرعت گردش پول معرفی کردند (زراءنژاد و همکاران، ۱۳۹۰؛ صمصامی و نخودبریز، ۱۳۹۷).

۲-۳. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات مختلفی در زمینهٔ سرعت گردش پول انجام شده است (بوردو و همکاران[6]، ۱۹۹۷؛ اووی، ۱۹۹۷؛ فیگ و جرز، ۲۰۰۵). «بوردو» و همکاران (۱۹۹۷) براساس داده‌های پنج کشور مختلف فرضیهٔ ثبات گردش پول را تأیید نکردند و بیان کردند سرعت گردش پول به برخی متغیرهای حقیقی در اقتصاد وابسته است. «اووی» (۱۹۹۷) براساس داده‌های ۳۰ کشور درحال توسعهٔ نرخ تورم و درآمد ملی را به‌عنوان عامل اثرگذار بر سرعت گردش پول بیان کردند. به‌طور مشابه «بنک» و همکاران (۲۰۰۸) و «اردکانی»[7] (۲۰۲۳) بر اثر نرخ تورم بر سرعت گردش پول تأکید کردند. «روی» و همکاران[8] (۲۰۲۱) و «فیگ» و «جرز» (۲۰۰۵) عامل تکنولوژی و کارت‌های اعتباری را در کنار نرخ تورم و نرخ بهره و برخی متغیرهای دیگر به‌عنوان عوامل اثر گذار بر سرعت گردش پول بیان کردند. در ایران نیز برخی مطالعات در زمینهٔ عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول انجام شده است (زراءنژاد و

1. Prasetyo
2. Friedman
3. Owoye
4. Benk et al.
5. Faig and. Jerez.
6. Bordo et al.
7. Ardakani
8. Roy et al.

همکاران، ۱۳۹۰؛ صمصامی و نخودبریز، ۱۳۹۷). بر این‌اساس تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، و نرخ تورم به‌عنوان متغیرهای مهم معنی‌دار در تابع سرعت گردش پول معرفی شدند.

در مطالعات اولیه برای تعیین اندازهٔ اقتصاد غیررسمی از متغیرهای پولی استفاده شده است (کیگان[1]، ۱۹۵۸). بر این‌اساس نسبت پول رایج نقد به عرضهٔ پول نشان‌دهندهٔ رفتار عاملین اقتصادی است (ارویسکا و همکاران[2]، ۲۰۰۶؛ اشنایدر[3]، ۲۰۰۸). «فال»[4] (۲۰۰۳) براساس تابع تقاضای پول اندازهٔ اقتصاد غیررسمی را در گینه برآورد کرده است. «آریو» و «بکوا»[5] (۲۰۱۱) برای نیجریه روش مشابهی را به‌کار بردند. با این دیدگاه که نرخ مالیات به‌عنوان کانال اثرگذاری اقتصاد غیررسمی بر تقاضای پول است.

روش‌های پولی در برآورد اقتصاد غیررسمی این فرض را مطرح می‌کنند که فعالان در بخش غیررسمی به‌منظور ناشناخته ماندن در بخش رسمی، برای معاملات خود از پول نقد استفاده می‌کنند (فال، ۲۰۰۳). این روش در مطالعات بعدی مورد بازبینی قرار گرفت و اقتصاد زیرزمینی تابعی از متغیرهای دیگر مانند بارمالیاتی، حاکمیت قانون و توسعهٔ اقتصادی درنظر گرفته شد (تانزی[6]، ۱۹۸۰؛ فری و ویک–هانمن[7]، ۱۹۸۳). برخی مطالعات جدیدتر به‌منظور برآورد اقتصاد زیرزمینی از روش‌های دیگر مانند الگوی تعادل عمومی پویا و MIMIC استفاده کردند (دل‌آنو و اشنایدر، ۲۰۰۳؛ الگین و اوزتونالی، ۲۰۱۲؛ اشنایدر و بوهن، ۲۰۱۳). مدینا و اشنایدر (۲۰۱۷) اندازهٔ متوسط اقتصاد سایه را در ۱۵۸ کشور حدود ۳۲٪ GDP به‌دست آوردند.

در سطح جهانی یک مجموعه داده جدید درمورد اقتصاد غیررسمی برمبنای مطالعهٔ «الگین» و همکاران (۲۰۱۹) ارائه شده است. این مجموعه داده، اخیراً توسط محققان مختلف و مهم‌تر از آن توسط بانک جهانی در انتشارات خود استفاده شده است. پایگاه داده جهانی از فعالیت‌های اقتصادی غیررسمی که توسط بانک جهانی ارائه شده است، شامل داده‌های ۱۹۶ اقتصاد در دورهٔ ۱۹۹۰–۲۰۱۸م. است[8] و دربردارندهٔ دوازده معیار از معیارهای رایج مورداستفاده در اقتصاد غیررسمی است که براساس برآوردهای غیرمستقیم مبتنی‌بر مدل و یا معیارهای مستقیم حاصل از نظرسنجی به‌دست آمده است.

در ایران نیز مطالعات مختلفی برمبنای روش‌های پولی، منطق فازی و MIMIC اقتصاد زیرزمینی را برآورد کرده‌اند (عرب‌مازار، ۱۳۸۰؛ صامتی و همکاران، ۱۳۸۸؛ عبداله میلانی و اکبرپورروشن، ۱۳۹۱؛ فطرس و دلائی‌میلان، ۱۳۹۲). در این مطالعات متغیرهای متفاوتی به‌عنوان متغیر توضیحی و شاخص اقتصاد زیرزمینی استفاده شده‌اند. «فطرس» و «دلائی‌میلان» (۱۳۹۵) نرخ مالیات شرکتی و مالیات بر درآمد را عامل افزایش اقتصاد زیرزمینی در ایران بیان می‌کنند. «کریمی» و همکاران (۱۳۹۷) عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی در ایران را به‌روش تصحیح خطای برداری طی دورهٔ ۱۳۵۵–۱۳۹۴ بررسی کردند. نتیجهٔ این مطالعه روند رو به رشد

---

1. Cagan
2. Orviská et al.
3. Schneider
4. Faal
5. Ariyo,and Bekoe
6. Tanzi
7. Frey and Weck-Hanneman
8. https://www.worldbank.org/en/research/brief/informal-economy-database

اقتصاد زیرزمینی در ایران را نشان می‌دهد و دو عامل حجم دولت و درآمد منابع را به‌عنوان عوامل مهم مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی مطرح می‌کنند؛ هم‌چنین، برخی مطالعات رابطهٔ اقتصاد زیرزمینی و موضوعات مالیاتی را بررسی کردند (میلانی و همکاران، ۱۳۹۷؛ امیدی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴). «امیدی‌پور» و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی میزان فرار مالیاتی در ارتباط با اقتصاد زیرزمینی نشان‌دادند که حجم اقتصادی زیرزمینی و فرار مالیاتی طی دورهٔ موردمطالعه روند صعودی دارد. «مطلبی» و همکاران (۱۳۹۸) در برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی، میانگین اندازهٔ اقتصاد زیرزمینی در ایران طی دورهٔ ۱۳۴۶-۱۳۹۴حدود ۳۰٪ به‌دست آوردند.

اگرچه مطالعات فراوانی از روش‌های پولی به‌خصوص تابع تقاضای پول حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی را مورد بررسی و برآورد قرار دادند، در این‌میان مطالعات کمی به سنجش و اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی و آثار آن بر بخش پولی انجام شده است. الگین و ایدوست (۲۰۲۱) رابطهٔ سرعت گردش پول و اقتصاد سایه را با استفاده از داده‌های ۱۰۴ کشور بین سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۷م. و با استفاده از تخمین‌های سیستم تعمیم‌یافتهٔ گشتاورها (GMM) بررسی کردند. براساس نتایج این مطالعه، در کشورهایی که اندازهٔ اقتصاد سایه نسبتاً بزرگ‌تر است، سرعت پول نیز بالاتر است. اثرات بلندمدت اقتصاد سایه –که مستقل از توابع تقاضای پول به‌دست می‌آید– بر سرعت گردش پول توسط «اونیس» و «پاتریزو» (۲۰۱۵) براساس داده‌های ۴۳ کشور در دورهٔ ۱۹۸۱-۲۰۰۵م. بررسی شد. نتایج نشان‌داد که تغییرات اندازهٔ اقتصاد سایه تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرعت گردش پول دارد. «پیرایی» و «رجایی» (۱۳۹۴) بیان می‌کنند که بیشترین اثر اقتصاد زیرزمینی بر بازار پول است و نرخ تورم نیز مهم‌ترین عامل رشد اقتصاد زیرزمینی است.

با توجه به مبانی نظری و مطالعات پیشین، اقتصاد غیررسمی می‌تواند پیامدهای مختلفی بر اقتصاد و بازارهای مختلف، ازجمله بازار پول داشته باشد؛ بنابراین، بررسی اثرگذاری اقتصاد غیررسمی بر بازار پول به‌منظور تجویز سیاست‌های مناسب اقتصادی دارای اهمیت است. اگرچه مطالعات مختلفی در ایران و در سطح جهانی در زمینهٔ برآورد اقتصاد غیررسمی با تاکید بر بازار پول انجام شده است، اما تاکنون مطالعه‌ای به بررسی اثرگذاری اقتصاد سایه بر متغیرهای پولی ازجمله سرعت گردش پول در ایران نپرداخته است؛ هم‌چنین، این مطالعه استفاده از یک الگوی نامتقارن را به‌منظور بررسی اثر تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول مدنظر قرار می‌دهد.

۳. الگوی تحقیق و روش برآورد

۳-۱. الگوی غیر خطی خود توضیح با وقفه های توزیعی (NARDL)

یکی از روش‌های برآورد الگوها برمبنای هم‌جمعی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) است. بردار هم‌گرایی تصریح‌شده براساس الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی روشی مناسب با کارایی بالا برای نمونه‌های کوچک است (پسران و شین،[2]۱۹۹۸). الگوی غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (NARDL)[3]

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Pesaran & Shin
3. Non-linear Autoregressive Distributed Lag

الگوی گسترش‌یافته ARDL است که می‌تواند اثرات نامتقارن متغیر مستقل را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کند (شین و همکاران،[1] ۲۰۱۴). این روش مانند روش ARDL دارای این مزیت است که برآوردهای سازگاری از ضرایب را برای متغیرهای با درجهٔ پایایی I(0) و I(1) ارائه می‌دهد و نیازی نیست که همهٔ متغیر دارای درجهٔ پایایی مشابه باشند یا همهٔ آن‌ها هم‌جمع از درجهٔ I(1) باشند. شکل کلی ARDL(p, q) به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{1i} X_{t-i} + \mu_t \qquad (۴)$$

در رابطهٔ بالا p و q وقفهٔ بهینهٔ متغیر وابسته و مستقل، Y متغیر وابسته، X متغیر توضیحی مستقل، و μ_t جمله اخلال است؛ هم‌چنین، φ و β ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته و مستقل هستند.

الگوی غیرخطی NARDL را می‌توان با تجزیهٔ شوک‌های متغیرهای مستقل به اجزای مثبت و منفی مطابق با رابطهٔ (۵) گسترش داد (شین و همکاران، ۲۰۱۴). «شین» و همکاران (۲۰۱۴) برمبنای بسط الگوی پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) آزمون کرانهٔ غیرخطی و آمارهٔ F اصلاح‌شده را برای آزمون هم‌گرایی بلندمدت بین متغیرها ارائه کردند.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\beta_{2i}^{+} Z_{t-i}^{+} + \beta_{2i}^{-} Z_{t-i}^{-}) + \mu_t \qquad (۵)$$

به‌طوری‌که Z متغیر مستقل جهت بررسی اثرات غیرخطی است و β^+، β^- ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل هستند.

براساس مبانی نظری سرعت گردش پول و نیز الگوی به‌کار برده شده در مطالعهٔ الگین و ایدوست (۲۰۲۱) اقتصاد غیررسمی همراه با متغیرهای توضیحی دیگر شامل رشد اقتصادی، نرخ تورم، و اعتبارات بانکی از عوامل مؤثر بر سرعت گردش پول درنظر گرفته شده و با توجه به هدف تحقیق الگوی (۶) تصریح می‌شود:

$$VM_t = f(GDPG_t, INF_t, CREDIT_t, IE_t) \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که در آن VM سرعت گردش پول، GDPG نرخ رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی)، INF نرخ تورم، CREDIT تسهیلات اعطایی بانک‌ها (درصدی از GDP)، و IE اقتصاد غیررسمی (درصدی از GDP) است.

با رشد GDP سریع‌تر از رشد عرضهٔ پول، افزایش سرعت گردش پول واقع می‌شود؛ بنابراین، رشد GDP به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیحی سرعت گردش پول می‌تواند لحاظ شود (رمی[3]، ۲۰۱۰). افزایش نرخ تورم، تقاضای پول و سرعت گردش پول را افزایش می‌دهد و درنتیجهٔ نرخ تورم به‌عنوان متغیر توضیحی دیگر لحاظ می‌شود. کانال وام‌دهی با خلق اعتبار نقش مهمی در سرمایه‌گذاری و وام‌دهی دارد. بر این‌اساس، از یک‌طرف با تغییر حجم پول سرعت گردش پول را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و از طرف دیگر به‌عنوان عامل اثرگذار بر فعالیت‌های اقتصاد رسمی و غیررسمی است؛ بنابراین، اعتبارات بانکی به‌عنوان معیاری از توسعهٔ مالی و سیاست پولی عاملی مؤثر بر سرعت گردش پول درنظر گرفته می‌شود.

الگوی بالا بر اساس رهیافت NARDL(p, q) به‌صورت رابطهٔ (۷) تصریح می‌شود:

---

1. Shin et al.
2. Pesaran et al.
3. Rami

$$VM_t = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i VM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{1i} GDPG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{2i} INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{3i} CREDIT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\beta_{4i}^{+} IE_{t-i}^{+} + \beta_{4i}^{-} IE_{t-i}^{-}) + \mu_t \quad (۷)$$

برای بررسی اثر غیرخطی متغیر اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول، تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی به‌صورت زیر تجزیه می‌شود.

$$IE_t^{+} = \sum_{j=1}^{t} \Delta IE_t^{+} = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta IE_t^{+}, 0) \quad (۸)$$

$$IE_t^{-} = \sum_{j=1}^{t} \Delta IE_t^{-} = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta IE, 0)$$

به‌طوری‌که IE_t^{+} مجموع جزئی تغییرات مثبت و IE_t^{-} مجموع جزئی تغییرات منفی متغیر اقتصاد غیررسمی را نشان می‌دهد.

الگوی تصحیح خطای رابطهٔ بلندمدت به‌صورت زیر (رابطهٔ ۹) ارائه می‌شود که تعدیل پویا به‌سمت تعادل را مشخص می‌کند:

$$\Delta VM_t = \beta_0 + \rho VM_{t-1} + \gamma_1 GDPG_{t-1} + \gamma_2 INF_{t-1} + \gamma_3 CREDIT_{t-1} + \gamma_4^{+} IE_{t-1}^{+} + \gamma_4^{-} IE_{t-1}^{-} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta VM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \alpha_{1i} \Delta GDPG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \alpha_{2i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \alpha_{3i} \Delta CREDIT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\alpha_{4i}^{+} \Delta IE_{t-i}^{+} + \alpha_4^{-} \Delta IE_{t-i}^{-}) + \mu_t \quad (۹)$$

به‌طوری‌که $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ پارامترهای با وقفهٔ توزیعی، $\gamma_4^{+}, \gamma_4^{-}$ پارامترهای با وقفهٔ توزیعی نامتقارن و $\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \alpha_{3i}, \alpha_{4i}^{+}, \alpha_{4i}^{-}, \ i = 0,1, \dots, q-1$ و پارامترهای کوتاه‌مدت و ρ ضریب عبارت تصحیح خطا را نشان می‌دهند. باید ذکر شود که اثرات نامتقارن بلندمدت توسط $\beta^{+} = \frac{\gamma^{+}}{\rho}$ و $\beta^{-} = \frac{\gamma^{-}}{\rho}$ مشخص می‌شود.

با به‌کارگیری آزمون کرانه‌ای «پسران» و همکاران (۲۰۰۱) وجود هم‌جمعی و رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌شود. پس از بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت، با استفاده از آزمون والد عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

٤. داده‌ها و نتایج تجربی

٤-١. داده‌ها

دورهٔ زمانی مورد بررسی در این تحقیق داده‌های سالانهٔ طی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ است. بازهٔ زمانی انتخاب شده براساس موجودی داده‌ها می‌باشد. داده‌های اقتصاد غیررسمی از بانک جهانی و سایر متغیرها از آمارهای اقتصادی بانک مرکزی ایران به‌دست آمده است. اقتصاد غیررسمی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی رسمی موردنظر قرار گرفته است. سرعت گردش پول نیز از تقسیم درآمد ملی بر قیمت‌های جاری به‌دست می‌آید.

جدول (۱) آمارهای توصیفی متغیرهای تحقیق را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد. نتیجهٔ آمارهٔ آزمون «جارک–برا»[1] برای چهار متغیر به‌جز تورم که فرضیهٔ صفر نرمال بودن توزیع در سطح معناداری ۵٪ رد نمی‌شود و متغیرها توزیع نرمال دارند.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در الگو

Tab. 1: Descriptive statistics of the model variables

آماره‌های توصیفی	سرعت گردش پول	رشد اقتصادی	نرخ تورم	نسبت تسهیلات اعطایی بانک‌ها به GDP	اقتصاد غیر رسمی
میانگین	۱/۸۹	۰/۰۵	۰/۱۹	۰/۳۹	۰/۱۷
میانه	۱/۹۷	۰/۰۷	۰/۱۷	۰/۳۴	۰/۱۷
انحراف معیار	۰/۴۷	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۰۰۷
ضریب چولگی	۲/۲۸	۲/۱۵	۴/۷۵	۱/۷۳	۱/۶۱
ضریب کشیدگی	−۰/۶۲	−۰/۱۹	۱/۳۰	۰/۳۶	−۰/۵۳
آمارهٔ Jarque-Bera	۲/۵۱	۱/۰۳	۱۲	۲/۵۶	۳/۷۳
سطح معنی‌داری	۰/۲۸	۰/۵۹	۰/۰۰	۰/۲۷	۰/۱۵

(مأخذ: یافته‌های تحقیق).

به‌منظور بررسی پایایی متغیرهای این تحقیق از آزمون ریشهٔ واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته[2] و «فلیس پرون»[3] استفاده شده است. نتایج بررسی ریشهٔ واحد در جدول (۲) ارائه شده است که نشان‌دهندهٔ درجهٔ متفاوت پایایی متغیرها است.

جدول ۲. بررسی پایایی متغیرهای الگو

Tab. 2: Stationary tests of the model variables

آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته ADF					
متغیر	آمارهٔ آزمون در سطح متغیرها		آمارآ آزمون در تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها		وضعیت
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	پایایی
VM	۰/۱۴	−۲/۷۳	−۵/۰۰	−۳/۱۴	I(1)
GDPG	−۴/۳۵	−۴/۸۵	−	−	I(0)
INF	−۳/۴۷	−۳/۶۸	−	−	I(0)
CREDIT	۰/۲۱	−۲/۵۲	−۴/۲۵	−۴/۴۵	I(1)
IE	۰/۲۶	−۱/۶۷	−۳/۵۸	−۳/۶۲	I(1)
آزمون ریشهٔ واحد فلیپس پرون					
متغیر	آمارهٔ آزمون در سطح متغیرها*		آمارهٔ آزمون در تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها**		وضعیت

1. Jarque-Bera
2. Augmented Dickey Fuller (ADF)
3. Phillips-Perron

	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	پایایی
VM	-۰/۱۴	-۳/۱۴	-۵/۰۰	-۷/۴۸	I(1)
GDPG	-۴/۳۶	-۴/۸۵	-	-	I(0)
INF	-۳/۰۹	-۴/۵۴	-	-	I(0)
CREDIT	۰/۱۴	-۲/۶۱	-۴/۲۲	-۴/۳۵	I(1)
IE	-۰/۰۳	-۱/۵۰	-۳/۵۲	-۳/۶۲	I(1)

* مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ در حالت عرض از مبدأ و حالت عرض از مبدأ و روند ۲/۹۷- و ۳/۵۸- است.

(مآخذ: یافته‌های پژوهش).

٤-۲. نتایج برآورد الگو

باوجود درجهٔ متفاوت پایایی متغیرها، الگوی ARDL می‌تواند مدنظر قرار گیرد. هم‌چنین، همان‌گونه که «شین» و همکاران (۲۰۱۱) بیان می‌کنند رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت ممکن است دارای ویژگی عدم تقارن یا غیرخطی بودن باشد؛ بنابراین، براساس مبانی نظری و وجود کانال‌های متفاوت اثرگذاری اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول، الگوی NARDL به‌عنوان یک چارچوب پویای غیرخطی ساده و انعطاف‌پذیر به‌کار برده می‌شود که قادر به مدل‌سازی هم‌زمان و منسجم عدم تقارن‌ها هم در رابطهٔ بلندمدت و هم در الگوهای تعدیل است. وقفه‌های بهینهٔ p و q برای متغیرهای توضیحی براساس معیار آکائیک (AIC)[1] انتخاب شده‌اند.

به‌منظور آزمون کرانه‌ای NARDL(p, q) برای تجزیه و تحلیل روابط هم‌جمعی بلندمدت براساس مطالعهٔ پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱)، از آمارهٔ F استفاده شده است. هنگامی رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها وجود دارد که آمارهٔ محاسباتی بیشتر از کران بالا باشد و فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌جمعی رد شود. براساس جدول (۳) نتایج آزمون F نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

جدول ۳: آزمون هم‌جمعی NARDL

Tab. 3: NARDL cointegration test

مقدار آمارهٔ F	سطح معنی‌داری ۵٪		سطح معنی‌داری ۱٪	
	کران بالا	کران پایین	کران بالا	کران پایین
۱۷/۵۶	۴/۱۹	۲/۹۱	۵/۷۶	۴/۱۳

(مآخذ: نتایج تحقیق).

در جدول (۴)، نتایج برآورد الگوی بلندمدت ارائه شده است. در بلندمدت تمام متغیرهای توضیحی اثر معنی‌دار بر سرعت گردش پول دارند. همان‌طورکه مشاهده می‌شود اثر تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده است و بیانگر این است که هرگونهٔ تغییر در حجم اقتصاد غیررسمی تغییر سرعت گردش پول را به‌دنبال دارد؛ هم‌چنین، براساس مقایسهٔ ضرایب، این متغیر نسبتاً دارای اثر مهمی

1. Akaike Information Criterion
2. Pesaran, et al.

است و بعد از متغیر تورم بیشترین ضریب را دارد. رشد اقتصادی و تسهیلات اعطایی بانک‌ها نیز به‌ترتیب دارای ضریب مثبت و منفی هستند. بر این‌اساس افزایش رشد اقتصادی منجر به افزایش سرعت گردش پول و افزایش تسهیلات اعطایی بانک‌ها منجر به کاهش سرعت گردش پول می‌شود.

زمانی‌که بخش غیررسمی اقتصاد رشد می‌کند برخی منابع و نهاده‌های تولید و جریان‌های پولی و مالی از اقتصاد رسمی خارج می‌شود و این موجب اخلال در بخش پولی و حقیقی می‌شود. با افزایش تورم و رشد اقتصادی طبق انتظار سرعت گردش پول افزایش می‌یابد. درمورد اثر منفی تسهیلات اعطایی بر سرعت گردش پول می‌توان گفت که منابع مالی اعطایی از یک‌طرف حجم پول در گردش را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر، این حجم پول از طریق مسیرهای رسمی در بخش‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری شده که درنهایت سرعت گردش پول را کاهش می‌دهد.

نتایج این مطالعه مطابق مطالعهٔ الگین و ایدوست (۲۰۲۱) است که براساس داده‌های جهانی بیان می‌کند اقتصاد سایه سرعت گردش پول و تقاضای پول را افزایش می‌دهد؛ البته «اونیس» و «پاتریزو» (۲۰۱۵) بیان می‌کنند که اقتصاد غیررسمی و بازار پول در اقتصادهای مختلف می‌توانند رابطهٔ مثبت یا منفی داشته باشند. به‌طورکلی می‌توان گفت تغییر حجم اقتصاد غیررسمی علاوه‌بر بخش حقیقی، بخش پولی را هم تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به معنی‌داری تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی در الگوی برآورد شده می‌توان گفت کنترل اقتصاد غیررسمی، ثبات بازار پول را بهبود می‌دهد. در مقابل، تغییر حجم اقتصاد غیررسمی خصوصاً در جهت مثبت باعث سرعت بیشتر گردش پول و نوسانات در بازار پول می‌شود. می‌توان نااطمینانی مربوط به شرایط اقتصادی و فرار از فرآیندهای رسمی و قانونی که تقاضای بیشتر پول نقد را به‌دنبال دارد به‌عنوان عامل افزایش سرعت گردش پول بیان کرد.

جدول ٤: برآورد ضرایب بلندمدت حاصل از نتایج هم‌جمعی بلندمدت NARDL

Tab. 4: Estimated long-run coefficients of the NARDL approach

نام متغیر	برآورد ضرایب	آماره t
IE^+	۳/۶۴*	۴/۴۹
IE^-	۰/۲۶*	۲/۴۸
GDPG	۲/۰۲*	۳/۱۱
INF	۴/۳۲*	۴/۲۱
CREDIT	-۳/۲۶*	-۶/۱۶
C	۱/۷۸*	۴/۳۸

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد. (مأخذ: نتایج تحقیق).

در ادامه، الگوی تصحیح خطا برآورد شده است. الگوی تصحیح خطاری برداری می‌تواند وضعیت تعادل را در مقایسه با تعدیل‌های پویا نشان دهد و علاوه‌بر حرکت تعادلی در بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب تعدیل را مشخص کند. نتایج نشان می‌دهد که ضریب عبارت تصحیح خطا (ECM)، در سطح ۵٪ معنی‌دار و منفی است، که نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل متغیرها به‌سمت تعادل بلندمدت آن‌ها است.

جدول ۵: برآورد ضرایب کوتاه‌مدت NARDL(۲،۳،۳،۱،۲،۳)

Tab. 5: Estimated short-run coefficients of the NARDL approach

نام متغیر	ضرایب	آماره t
ΔVM(-1)	۰/۵۲*	۷/۳۰
ΔIE^{+}	۲/۶۷*	۱۰/۰۶
$\Delta IE^{+}(-1)$	−۰/۴۶*	−۲/۲۲
$\Delta IE^{+}(-2)$	−۱/۲۴*	−۸/۴۲
ΔIE^{-}	−۰/۱۴	−۱/۹۲
$\Delta IE^{-}(-1)$	−۰/۷۵*	−۹/۴۲
$\Delta IE^{-}(-2)$	−۰/۳۸*	−۵/۲۶
ΔGDPG(-1)	۱/۲۶*	۱۱/۶۹
ΔINF	۱/۵۰*	۱۳/۰۲
ΔINF(-1)	۱/۳۸*	۱۴/۹۸
ΔCREDIT	−۱/۷۵*	−۸/۴۱
ΔCREDIT(-1)	۲/۰۸*	۶/۵۸
ΔCREDIT(-2)	۱/۲۶*	۵/۶۹
ECM(-1)	−۰/۷۲(−۸/۲۰) *	−۱۲/۸۸

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد.

(مأخذ: نتایج تحقیق).

ضریب برآورد شده تصحیح خطا نشان می‌دهد در هر دورهٔ ۷۲٪ از هرگونه انحراف متغیر وابسته از مسیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود (جدول ۵). با توجه به نتایج کوتاه‌مدت، تغییرات مثبت اقتصاد غیررسمی به افزایش سرعت گردش پول در کوتاه‌مدت منجر می‌شود (اثر افزایش تقاضای پول در اقتصاد غیررسمی)، که این نتیجه باوجود وقفه به ضریب منفی تبدیل می‌شود. در مقابل تغییرات منفی اقتصاد غیررسمی در کوتاه‌مدت اثر منفی بر سرعت گردش پول دارد. رشد اقتصادی و تورم نیز در کوتاه‌مدت دارای اثر مثبت بر سرعت گردش پول هستند. تسهیلات اعطایی دارای ضریب منفی است و مطابق انتظار از طریق افزایش حجم پول در گردش، سرعت گردش پول را کاهش می‌دهد، درحالی‌که با ایجاد وقفهٔ اثر آن مثبت خواهد بود.

با توجه به نتایج کوتاه‌مدت، تغییرات مثبت اقتصاد غیررسمی بیشترین اثر را بر سرعت گردش پول دارد؛ بنابراین، می‌توان گفت کنترل سرعت گردش پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیازمند کاهش و کنترل حجم اقتصاد غیررسمی است و در کنار آن نرخ تورم و رشد اقتصادی نیز اثر مهمی بر سرعت گردش پول دارند.

برای بررسی نامتقارن بودن ضرایب در بلندمدت و کوتاه‌مدت از آزمون والد[1] استفاده می‌شود. در جدول (۶) نتایج آزمون والد نشان داده شده است. وجود رابطهٔ نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت براساس دو فرض صفر زیر آزمون می‌شود:

1. Wald

$$H_0: \frac{\beta^+}{\rho} = \frac{\beta^-}{\rho}$$
$$H_0: \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_j^- \qquad (۱۰)$$

نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که اثر تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول در بلندمدت در ایران نامتقارن است، درحالی‌که در کوتاه‌مدت این آثار متقارن است. آثار نامتقارن به این دلالت دارد که سرعت گردش پول به تغییرات در اندازهٔ اقتصاد غیررسمی به‌طور متفاوت پاسخ می‌دهد.

جدول ٦: نتایج آزمون والد برای بررسی عدم تقارن متغیرها در مدل NARDL

Tab. 6: The results of the Wald Test to examine Long-run asymmetries in NARDL

متغیر		آمارهٔ χ^2	نتیجه
بلندمدت	برابری ضرایب اثر مثبت و منفی IE	۱۰/۹۸(۰/۰۲)	عدم تقارن
کوتاه مدت	برابری ضرایب اثر مثبت و منفی IE	۰/۴۱ (۰/۵۴)	تقارن

*معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد.

(مأخذ: نتایج تحقیق).

به‌طورکلی نتایج نشان می‌دهد که اندازهٔ اقتصاد غیررسمی بزرگ‌تر و هم‌چنین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بالاتر با سطح بالاتری از سرعت گردش پول مرتبط است. این نشان‌دهندهٔ این واقعیت است که اثر مثبت تقاضای پول بر اثر مقیاس اقتصاد غیررسمی غالب است، علاوه‌بر این، از آنجایی‌که سرعت پول رابطهٔ مثبت با تورم دارد (کیم و سابرمانیان[1]، ۲۰۰۹؛ مندیبال[2]، ۲۰۰۶) این یافته در طراحی سیاست پولی بازتاب جدی دارد. علاوه‌بر این، تغییرات در اقتصاد غیررسمی ممکن است به تغییرات نامتقارن سرعت گردش پول منجر شود؛ به‌عبارت دیگر، این مطالعه نیز به واکنش نامتقارن سرعت گردش پول به تغییرات اقتصاد غیررسمی اشاره می‌کند. فعالان در اقتصاد غیررسمی با توجه به تغییرات شرایط اقتصادی به تقاضای پول به‌طور متفاوت پاسخ می‌دهند و در نتیجه تغییرات مثبت و منفی اقتصاد غیررسمی سرعت گردش پول را به‌طور متفاوت تحت‌تأثیر قرار خواهد داد.

آزمون‌های تشخیص به‌منظور بررسی الگوی برآورد شده در جدول (۷) ارائه شده است. نتایج آزمون‌های تشخیص نشان می‌دهد که ناهمسانی واریانس و خودهم‌بستگی در سطح معنی‌داری ۵٪ وجود ندارد. هم‌چنین، جملات اخلال نرمال هستند و با توجه به آزمون رمزی مشخص می‌شود الگوی تحقیق به‌درستی تصریح شده است.

1. Kim and Subramanian
2. Mendizábal

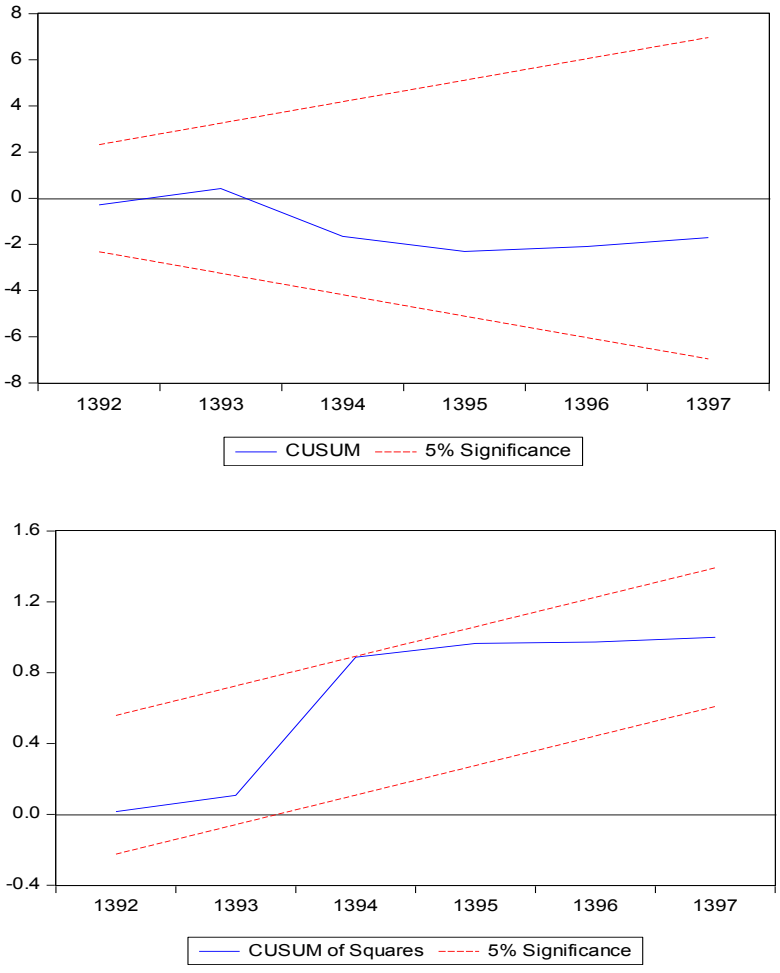
جدول ۷: نتایج آزمون‌های تشخیص

Tab. 7: The results of the diagnostic Tests

آزمون تشخیص	مقدار آماره	سطح احتمال
ناهم‌سانی واریانس	۰/۸۵	۰/۶۳
خودهم‌بستگی	۱/۹۲	۰/۲۵
نرمال بودن جملات اخلال	۰/۷۴	۰/۶۷
فرم تبعی مناسب	۴/۸۴	۰/۰۸

(مآخذ: نتایج تحقیق).

نمودار (۱) بررسی ثبات ساختاری الگوی تحقیق را برمبنای آماره‌های پسماندهای تجمعی استاندارد شده (CUSUM) و مجذور آن (CUSUMQ) نشان می‌دهد. با توجه به این‌که نمودارهای رسم‌شده در فاصلهٔ بین دو ناحیهٔ بحرانی در سطح ۵٪ قرار دارند الگوی برآوردی دارای ثبات است و پایداری مدل در بلندمدت مورد تأیید است.



نمودار ۱: بررسی پایداری ضرایب برآورد شده (مآخذ: نتایج تحقیق).

Diag. 1: Tests of model stability

۵. نتیجه‌گیری

اقتصاد غیررسمی با تحت‌تأثیر قراردادن آثار سیاست‌های اقتصاد کلان، دست‌یابی به ثبات اقتصادی را با چالش مواجه می‌سازد. با توجه به اهمیت نقش اقتصاد غیررسمی بر بازارپول شناخت نحوهٔ اثرگذاری این متغیر ضروری به‌نظر می‌رسد. عدم توجه به اقتصاد زیرزمینی، موجب ناکارایی انتخاب سیاست بهینه توسط سیاست‌گذاران می‌شود. این موضوع در کشورهای درحال توسعه که سیستم مالیاتی و نظارتی ضعیفی دارند دارای اهمیت بیشتری است. هدف این مطالعه، بررسی تأثیر فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی بر سرعت گردش پول در ایران است. در این‌راستا اثر اقتصاد غیررسمی بر بازار پول در ایران در الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی طی بازهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۹ بررسی شده است.

با توجه به این‌که سرعت گردش پول تحت‌تأثیر متغیرها و شرایط اقتصادی قرار می‌گیرد باید به‌صورت درون‌زا لحاظ شود و اثر متغیرهایی مانند اقتصاد غیررسمی، رشد اقتصادی و نرخ تورم باید در بررسی پیامد سیاست‌های پولی لحاظ شود. زمانی‌که سرعت گردش پول تحت‌تأثیر برخی متغیرهای اقتصادی تغییر می‌کند ممکن است لزوم اعمال سیاست پولی و میزان آن را تحت‌تأثیر قرار دهد و درنتیجه درجهٔ اعمال سیاست‌ها باید دقیق‌تر موردتوجه قرار گیرد.

نتایج برآورد الگوی تحقیق رابطهٔ مثبت بین سرعت گردش پول و متغیرهای توضیحی شامل: اقتصاد غیررسمی، تورم، رشد اقتصادی، و رابطهٔ منفی با تسهیلات اعطایی بانکی را نشان می‌دهد. در این‌میان رشد اقتصادی به‌عنوان یکی از اهداف مهم هر اقتصادی است و درنتیجه به‌منظور کنترل سرعت گردش پول سایر متغیرها مانند افزایش اعتبارات بانکی، و کنترل تورم و فعالیت‌های اقتصاد غیررسمی باید مدنظر قرار گیرد. باوجود رابطهٔ مثبت بین سرعت گردش پول و اقتصاد غیررسمی، می‌توان بیان کرد هر سیاستی که اقتصاد سایه را محدود می‌کند می‌تواند سرعت گردش پول را نیز محدود کند و اثرگذاری سیاست پولی را تحت‌تأثیر قرار دهد. با فرض پیامد منفی اقتصاد غیررسمی بر بخش رسمی اقتصاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت، سیاست‌گذاران باید برای مهار این آثار منفی در بلندمدت برنامه‌ریزی کنند. کشورهای درحال توسعه ازجمله ایران به‌دلیل شرایط اقتصادی ویژه ازقبیل تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصادی باید تمرکز بیشتری بر کنترل آثار اقتصاد غیررسمی بر اقتصاد رسمی را داشته باشند.

با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود سیاست‌های کنترل اقتصاد غیررسمی با تأکید بیشتر دنبال شود. اصلاحاتی باید اعمال شود که اقتصاد را رقابتی‌تر کند، انگیزه‌های فساد را کاهش دهد و عاملین اقتصادی را تشویق کند که از اقتصاد سایه و غیررسمی به اقتصاد رسمی حرکت کنند. مهار تورم، بهبود محیط کسب و کار و فراهم‌سازی تسهیلات مالی برای مشاغل، کاهش محدودیت‌های تجاری، شفاف‌سازی سیاست‌های اقتصادی و فرهنگ‌سازی مالیاتی می‌تواند علاوه‌بر کاهش اقتصاد غیررسمی هم‌زمان پیامدهای مناسبی در راستای کنترل سرعت گردش پول داشته باشد. دولت‌ها باید به‌جای افزایش تعداد مقررات، بر حاکمیت قانون و اجرای دقیق حداقل مجموعهٔ مقررات ضروری تأکید کنند. خط‌مشی خوب طراحی شده می‌تواند با افزایش کارایی، جمع‌آوری درآمدهای عمومی و چارچوب‌های نظارتی، دسترسی گسترده به امور مالی، بازارها و عوامل مؤثر برای تقویت بهره‌وری و رشد مشاغل نقش مؤثری داشته باشد. علاه‌بر این، کنترل تورم می‌تواند به‌عنوان عامل کاهش سرعت

گردش پول عمل کند. هم‌چنین، نقدینگی و تسهیلات بانکی به‌سمت بخش‌های تولیدی هدایت شود تا با ایجاد ارزش‌افزوده و موقعیت‌های شغلی از ورود به مشاغل سایه و غیررسمی جلوگیری شود.

سپاسگزاری

در پایان نویسنده برخود لازم می‌داند که از داوران محترم بابت نظرات سازنده و ارزشمند آن‌ها در رونق بخشیدن به متن مقاله و بهبود آن قدردانی نماید.

تضاد منافع

نویسنده ضمن رعایت اخلاق نشر، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

کتابنامه

– امیدی‌پور، رضا؛ پژویان، جمشید؛ محمدی، تیمور؛ معمارنژاد، عباس؛ (۱۳۹۴). «برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی: تحلیل تجربی در ایران». *پژوهشنامه مالیات*، ۲۳(۲۸): ۶۹-۹۴.

– آشنا، ملیحه، لعل خضری، حمید. (۱۴۰۰). «همبستگی پویای نوسان نرخ ارز، صادرات و واردات با نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (کاربرد الگوی M-GARRCH. رهیافت DCC)». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۷): ۱۶۷-۱۳۵. Doi: 10.22084/AES.2021.22895.3184

– بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۳-۱۳۹۸). *گزیده آمارهای اقتصادی*. https://cbi.ir/simplelist/LatestEconomicData_fa.aspx،

– پیرایی, خسرو؛ و رجایی، حسینعلی. (۱۳۹۴). «اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی علل و آثار آن». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۹): ۲۱-۴۲.

– تقی‌نژادعمران، وحید؛ و نیک‌پور، معصومه. (۱۳۹۲). «اقتصاد زیرزمینی و علت های آن: مطالعه موردی ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۲(۸): ۵۳-۷۲.*

– زراءنژاد، منصور؛ زارع، محمدمهدی؛ و اکابری، مهدی، (۱۳۹۰). «تخمین تابع سرعت گردش پول در اقتصاد ایران». *علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۸(۱): ۱۲۳-۱۴۵.

– صامتی، مجید؛ سامتی، مرتضی؛ و دلائی‌میلان، علی، (۱۳۹۷). «برآورد اقتصاد زیرزمینی در ایران (۸۴-۱۳۴۴): به روش MIMIC». *مطالعات اقتصاد بین الملل*، ۳۵(۲): ۸۹-۱۱۴.

– صمصامی، حسین؛ و نخودبریز، نوشین، (۱۳۹۷). «اثر ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تورم و سرعت گردش پول». *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۵): ۱۹۳-۲۱۲.

– عبداله‌میلانی، مهنوش؛ و اکبرپوروشن، نرگس، (۱۳۹۱). «فرار مالیاتی ناشی از اقتصاد غیررسمی در ایران». *پژوهشنامه مالیات*. ۱۳(۲۰): ۱۶۸-۱۴۱.

– عرب‌مازاریزدی، علی، (۱۳۸۰). «اقتصاد سیاه در ایران؛ اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر». *برنامه و بودجه*، ۶ (۲ و ۳): ۳-۶۰.

– فطرس، محمدحسن؛ و دلایی‌میلان، علی، (۱۳۹۲). «عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی در ایران، ۱۳۴۲-۱۳۹۱». *اقتصاد مقداری*، ۱۰(۴): ۹۱-۱۱۱.

– فطرس، محمدحسن؛ و دلایی‌میلان، علی، (۱۳۹۵). «بررسی اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی(DSGE)». *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۷(۲۵): ۶۵-۸۴.

– کاربر، رضا؛ کریمی‌تکانلو، زهرا؛ و رستم‌زاده، پرویز، (۱۳۹۸). «برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در استان‌های ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۶): ۱۶۱–۱۸۸.

– کریمی، محمدشریف؛ دل‌انگیزان، سهراب؛ و حیدریان‌محمدآبادی، راضیه، (۱۳۹۷). «تعیین عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی در ایران در دوره‌ی ۱۳۸۹– ۱۳۵۵ (روش تصحیح خطای برداری)». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۳(۲): ۳۶۷–۳۸۶.

– مطلبی، معصومه؛ علیزاده، محمد؛ و فرجی‌دیزجی، سجاد، (۱۳۹۸). «برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی بااستفاده‌از متغیرهای انضباط مالی دولت». *اقتصاد مقداری*، (۴)۱۶: ۶۹–۱۰۰

– نجفیان، سمیه؛ فطرس، محمدحسن، و حاجی، غلامعلی، (۱۴۰۱). «تجزیه و تحلیل اثرات اقتصاد سایه‌ای بر درآمد سرانه در منتخبی از کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۹(۲): ۳۳۱–۳۶۳.

- Abdollahmilani, M. & Akbarpourroshan, N., (2012). “Tax Evasion from the Underground Economy in Iran”. *Journal of Tax Research*, 20 (13): 141-168. (In Persian).

- Arabmazar Yazdi, A., (2001). “Shadow economy in Iran, its size, causes and effects in the last three decades”. *Planning and Budgeting,* 6(2, 3): 3-60. (In Persian)

- Ardakani, O. M., (2023). “The dynamics of money velocity”. *Applied Economics Letters,* 30: 13, 1814-1822, DOI: 10.1080/13504851.2022.2083062

- Ariyo, A. & Bekoe, W., (2011). “Currency Demand, the Underground Economy and Tax Evasion: The Case of Nigeria”. *Journal of Monetary and Economic Integration*, 11(2): 130-157.

- Ashena, M. & Laalkhezri, H., (2021). “Dynamic Correlation of Exchange Rate, Export and Import Volatility with The Global Economic Policy Uncertainty Index (Application of M-GARRCH and DCC Approach)”. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 10(37): 135-167. (In Persian). doi: 10.22084/aes.2021.22895.3184

- Benk, S.; Gillman, M. & Kejak, M., (2008). “Money Velocity in an Endogenous Growth Business Cycle with Credit Shocks”. *Journal of Money, Credit and Banking,* 40(6): 1281-1293.

- Bordo, M. D.; Jonung, L. & Siklos, P., (1997). “Institutional Change and the Velocity of Money: A Century of Evidence”. *Economic Inquiry,* 35(4): 710-724.

- Breusch, T., (2005). “Australia’s Cash Economy are the Estimates Credible?” *Economic Record,* 81: 394–403. doi:10.1111/j.1475-4932.2005.00277.x.

- Cagan, P., (1958). “The Demand for Currency Relative to Total Money Supply”. *National Bureau of Economic Research, Occasional Paper,* 62 (New York).

- Dell'Anno, R. & Solomon, O. H., (2008). “Shadow economy and unemployment rate in USA: is there a structural relationship? An empirical analysis”. *Applied Economics,* 40(19): 2537-2555.

- Eilat, Y. & Zinnes, C., (2000). “The evolution of the shadow economy in transition countries: consequences for economic growth and donor assistance. Harvard Institute for International Development”. *CAER II Discussion Paper,* 83: 1-70.

- Elbahnasawy, N. G., (2021). “Can e-government limit the scope of the informal economy?”. *World Development, Elsevier,* 139(C): 105341.

- Elgin, C. & Iyidost, E., (2021). “Velocity of money and shadow economy”. *Applied Economics Letters,* DOI: 10.1080/13504851.2021.1961117.

- Elgin, C. & Öztunalı. O., (2012). “Shadow Economies around the World: Model Based Estimates”. *Bogazici University Department of Economics Working Papers, 5*: 1–48.

- Elgin, C.; Kose, A.; Ohnsorge, F. & Yu, S., (2019). "Shaded of Gray: Measuring the Informal Economy and Its Business Cycles". World Bank, mimeo.

- Faal, E., (2003). "Currency Demand, the Underground Economy, and Tax Evasion: The Case of Guyana". *IMF Working Paper,* Western Hemisphere Department, January

- Faig, M. & Jerez, B., (2005). "Precautionary Balance and the Velocity of Circulation of Money". University of Toronto, Department of Economics. Working papers. Series data maintained by RePEc Maintainer.

- Feige, E. L., (1979). "How Big Is the Irregular Economy?". *Challenge*, 22 (1): 5–13. doi:10.1080/05775132.1979.11470559.

Feige, E. L., (1990). "Defining and Estimating the Underground and Informal Economies: The New Institutional Economies Approach". *World Development,* 18(7): 989-1002.

- Fotros, M. H. & Dalaei Milan, A., (2016). "Examination of Underground Economy and Tax Evasion within the Framework of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE)". *Economic Growth and Development Research*, *7*(25): 65-84. (In Persian)

- Fotros, M. H. & Dalaei Milan, A., (2014). "Effective factors on Iranian Underground Economy1963-2012". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(4): 91-111. (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2014.11625

- Frey, B. S. & Weck-Hanneman, H., (1984). "The hidden economy as an unobservable variable". *European Economic Review*, 26: 33-53.

- Friedman, M., (1988). "Money and the Stock Market". *Journal of Political Economy*, 96(2): 221–245. http://www.jstor.org/stable/1833107

- Giles, D. E. A., (1998). "The Underground Economy: Minimizing the Size of Government". Department Discussion Papers 9801, Department of Economics, University of Victoria.

- Giles, D. E.; Tedds, L. M. & Werkneh, G., (2002). "The Canadian Underground and Measured Economies: Granger Causality Results". *Applied Economics,* 34: 2347-2352.

- Ihrig, J. & Moe, K. S., (2004). "Lurking in the shadows: the informal sector and government policy". *Journal of Development Economics,* 73(2): 541-557.

- Karbor, R.; Karimi Takanlou, Z. & Rostamzadeh, P., (2019). "Estimation of Underground Economy in Iran's Provinces and Effective Factors". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2): 161-188. (In Persian)

- Karimi, M.; Delangizan, S. & Heidarian, R., (2018). "Determinants of the Factors Effecting Underground Economy in Iran (1976-2010): A Vector Error Correction Model". *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 53(2): 367-386. (In Persian). doi: 10.22059/jte.2017.221471.1007406

- Kholodilin, K. A. & Thiessen, U., (2011). "The Shadow Economy in OECD Countries: Panel-Data Evidence". *Discussion Papers of DIW Berlin 1122*, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.

- Kim, H. & Subramanian, C., (2009). "Velocity of money and inflation dynamics". *Applied Economics Letters,* 16: 18, 1777-1781, DOI: 10.1080/13504850701719652

- Loayza, N., (2016). "Informality in the Process of Development and Growth". *The World Economy,* 39 (12): 1856-916

- Medina, L. & Schneider, F., (2017). "Shadow Economies Around the World: New Results for 143 Countries Over 1996-2014". *Discussion Paper,* Department of Economics, University of Linz, Linz, Austria.

- Mendizábal, H. R., (2006). "The Behavior of Money Velocity in High and Low Inflation Countries". *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1): 209–228. http://www.jstor.org/stable/3839075

- Motallebi, M.; Alizadeh, M. & Faraji Dizaji, S., (2020). "Estimating Shadow Economy and Tax Evasion using Governmental Financial Discipline Variables". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(4): 69-100. (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2019.26886.1926

- Najafian, S.; Fotros, M. H. & Haji, G., (2022). "Analysis of the effects of the shadow economy on the per capita income of selected developing and developed countries". *Journal of Iranian Economic Issues*, 9(2): 331-363. (In Persian). doi: 10.30465/ce.2022.40670.1767

- Omer, M., (2014). *Velocity of Money Functions in Pakistan and Lessons for Monetary Policy Velocity of Money Functions in Pakistan and Lessons for Monetary Policy.* SBP Research Bulletin.

- Omidipour, R.; Pajooyan, J.; Mohamadi, T. & Memarnezhad, A., (2016). "Estimating the size of the underground economy and tax evasion: an empirical analysis in Iran". *Journal of Tax Research*, 23(28): 69-94. (In Persian)

- Onnis, L. & Tirelli, P., (2015). "Shadow economy: does it matter for money velocity?". *Empirical Economics*, 49 (3): 839-858. ISSN 0377-7332.

- Orviská, M.; Čaplánová, A.; Medved, J. & Hudson, J., (2006). "A Cross Section Approach to Measuring the Shadow Economy". *Journal of Policy Modeling*, 28(7): 713-724.

- Owoye, O., (1997). "Income Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Less Developed Countries". *Applied Economics,* 29: 485- 496.

- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith R. J., (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16 (1): 289-326.

- Pesaran, M. H. & Shin, Y., (1998). "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis". *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 31: 371-413.

- Piraee, K. & Rajaee, H., (2015). "Estimate Size of Underground Economy in Iran and Investigation Causes and Effects". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 3(3: 9): 21-42. (In Persian)

- Prasetyo, A. S., (2018). "Determinants of Demand for Money and The Velocity of Money in Indonesia". *JDE (Journal of Developing Economies),* 3(2): 65–79. https://doi.org/10.20473/jde.v3i2.10464

- Rami, G., (2010). "Velocity of Money Function for India: Analysis and Interpretations". *SSRN Electronic Journal,* 1(1): 15–26. https://doi.org/10.2139/ssrn.1783473.

- Roy, J.; Rochaida, E.; Suharto, R. B. & Rizkiawan, R., (2021). "Digital and electronic transactions against velocity of money". *Corporate Governance and Organizational Behavior Review,* 5(2): 145–155. https://doi.org/10.22495/cgobrv5i2sip3

- Sameti, M.; Sameti, M. & Dalali Milan, A., (2010). "Estimating the Underground Economy in Iran (1965-2005): A MIMIC Approach". *International Economics Studies*, 35(2): 89-114. doi: 10.22108/ies.2023.15520 (In Persian).

- Samsami, H. & Nokhodbriz, N., (2019). "The effect of electronic payment tools on inflation and speed of money circulation". *Financial Economics*, 12(45): 193-212. (In Persian)

- Schneider, F., (2008). "Shadow Economy. In: Readings in Public Choice and Constitutional Political Economy". Springer, Boston, MA. https://doi.org/10.1007/978-0-387-75870-1_28

- Schneider, F. & Buehn, A., (2017). "Estimating a Shadow Economy: Results, Methods, Problems, and Open Questions". *Open Economics*, 1: 1-29.

- Schneider, F.; Buehn, A. & Montenegro, C. E., (2010). "Shadow Economies All over the World: New Estimates for 162 Countries from 1999 to 2007". *Policy Research Working Paper* 5356, World Bank, Washington, DC.

- Schneider, F. & Enste, D., (2000). "Shadow Economies: Sizes, Causes and Consequences". *Journal of Economic Literature*, 38 (1): 77-114.

- Shin, Y.; Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M., (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework". In: Sickles, R., Horrace, W. (eds) *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

- Taghineghad, V. & Nikpoor, M., (2014). "Underground Economy and its causes: a Case Study of Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(8): 53-72. (In Persian)

- Tanzi, V., (1980). "The underground economy in the United States: Estimate and implications". *Banca Nazionale Del Lavoro*, 135/4: 427-453

- The Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2002-2019). *Economic Statistics*. https://cbi.ir/simplelist/LatestEconomicData_fa.aspx

- World Bank. (2021). *Informal Economy Database*. https://www.worldbank.org/en/research/brief/informal-economy-database.

- World Bank. (2019). *Global Economic Prospects*, World Bank. http://hdl.handle.net/10986/31655.

- Zarra-Nezhad, M.; Zarea, M. M. & Akaberi, M., (2011). "Estimation of Velocity of Money and Liquidity in Iran's Economy". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 8(1): 123-145. doi: 10.22055/jqe.2011.10632 (In Persian).

Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

The Impact of Monetary Policy on Herding Behavior in Tehran Stock Exchange

Shararkhah, M. H.[1], Rezazadeh, A.[2], Jahangiri, Sh.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27600.3569
Received: 2023.03.04; Accepted: 2023.05.13
Pp: 101-132

Abstract

The experience of the world economy over the last few decades shows that herd behavior is one of the main factors in the formation of financial crises. In identifying the causes of such behavior, economists have pointed the finger of accusation at various factors, and it can be said that monetary policy is at the top of this list. Because of the harmful effects of herd behavior on stock market, identifying the factors influencing this type of behaviour can be of great importance. As a result, the main objective of this study is to investigate the effect of monetary policy on the formation of herd behavior in Tehran Stock Exchange. In this regard, using the monthly data from April 2009 to March 2021 and using the non-linear STR-GARCH model, the effect of monetary policy on the formation of herd behavior in the Iranian stock market was investigated. This method allows the researcher to model the non-linear pattern in herd behavior. In the estimated model, Chang et al.'s index (2000) was used to measure the dispersion of stock returns around the market return, also, the monetary policy variable (growth of liquidity) was used as threshold variable. By choosing this variable as a threshold variable, we can check whether changes in this variable can lead to a transition from a rational regime to a herd regime or not. The results of the study indicate that herd behavior in Tehran Stock Exchange has a variable behavior over time and the linear model is not suitable for investigating such behavior. Also, the results of the research show that based on different values of liquidity growth variable, the behavior of investors changes, so that for monthly liquidity growth values smaller than 2.3%, rational behavior is observed in investment decisions, but with an increase in the growth rate of liquidity and crossing this threshold, over time, herd behavior becomes the dominant behavior in the stock market.

Keywords: Monetary Policy, Herding Behavior, Tehran Stock Exchange, Nonlinear Models.

JEL Classification: E52, E58, G41.

1. PhD student in economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).
Email: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran

Citations: Shararkhah Alanagh, M. H.; Rezazadeh, A. & Jahangiri, S., (2023). "The Impact of Monetary Policy on Herding Behavior in Tehran Stock Exchange". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 101-132. doi: 10.22084/aes.2023.27600.3569
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5137.html?lang=en

1. Introduction

In financial markets, herding is an important behavioural phenomenon (Huang and Salmon, 2009) and refers to a process in which market participants imitate each other's actions. Monetary policy may potentially play a role in this process and send strong signals that may coordinate the behaviour of similar investors through two channels. First, monetary policy, through its information content, can affect investors' economic expectations and sentiments, which in turn can lead investors to react simultaneously and in a similar direction. Lutz, 2015; Galariotis et al., 2018). Second channel is through risk management measurement models, which are commonly used for regulatory purposes and may lead to similar investment decisions (Krokida et al., 2020).

Financial variables, because they are directly related to human behavior, are mostly non-linear in nature. The herd behavior variable is also likely to follow such a pattern. Stock market participants may show different behavior when faced with the same conditions at different times. In other words, herd behavior may be formed in some periods and not dominate the market in some periods. It is also possible that this non-linear behavior occurred in response to some important economic variables such as monetary policy. The use of linear methods, when the variable under investigation follows a nonlinear behavior, can lead to serious specification distortion and make it difficult to accurately estimate the coefficients. Also, under linear models, it is not possible to investigate the effect of monetary policy on the behavior of stock market participants between two rational and herd regimes. Based on this and in order to overcome this problem, in this study, along with the estimation of the linear model, the non-linear STR-GARCH model has also been estimated. In this regard, the main objective of this study is to investigate the impact of monetary policy on the herd behaviour of investors in the Tehran Stock Exchange using a nonlinear model.

2. Methodology

In this study, smooth transition regression method is used to investigate the effects of monetary policy on herd behavior. Of course, considering that in financial markets we are facing the problem of conditional variance heterogeneity in most cases, the generalized autoregressive conditional heteroscedasticity method has also been used to model the variance of regression error sentences. In other words, the method used in this research is the STR-GRACH method. The reason for using the smooth transition regression method is that this method enables the investigation of non-linear behavior in herd behavior. In other words, there is no requirement that the stock market always behaves like a herd. Herd behavior can exist in some periods and in some other periods we can witness the existence of a rational behavior or the absence of herd behavior.

3. Data

The data used in this study includes the monthly data of the Tehran stock market between April 2009 and March 2021. The number of companies included in the sample related to the dispersion of the returns of the shares around the market returns in each period is different and includes all the companies that have an open symbol in that period and were traded in the Tehran Stock Exchange.

It should be noted that the transition variable used in this study is the liquidity growth rate variable (as a proxy for monetary policy). The stock price data was extracted from the Tehran Stock Exchange and the liquidity data was extracted from the Central Bank of the Islamic Republic of Iran.

4. Discussion

The main purpose of this study is to investigate the effects of monetary policy on herd behaviour in Tehran Stock Exchange. In this regard, in addition to estimating the linear model, the nonlinear STR-GARCH model is also estimated using monthly data from April 2009 to March 2021.

The results of the study indicate that the herding in the Tehran Stock Exchange has a time varying pattern and the linear model is not suitable for examining such behaviour. Based on different values of liquidity growth variable, investors' behaviour changes. For monthly liquidity growth values smaller than 2.3%, we observe rational behaviour in investment decisions, but with increasing liquidity growth rate and passing This threshold, over time, herding becomes the driving force behind the decisions of investors.

5. Conclusion

The results of this research are completely in line with previous studies conducted abroad. Among these studies, we can mention the study of Krokida et al. (2020) and Gong and Dai (2017), in which the researchers came to the conclusion that expansionary monetary policy can cause the formation of herd behavior in the stock market. In fact, due to its important role in the economy, monetary policy has a coordinating feature between stock market participants, and if it is implemented in an unexpected way, it can surprise investors and create uncertain conditions that are the basis for the formation of herd behavior. is to provide

Based on the results, it can be stated that policymakers and economic planners of the country should be cautious in implementing monetary policy, especially expansionary monetary policy, because if the growth rate of liquidity exceeds the threshold, it will induce herd behaviour in capital market investors. Given that, in the event of a herd behaviour, investors rely solely on the predictions and analysis of others and they will trade without using the fundamental information available to companies and industries. The formation of such behaviour can have several negative effects for the capital market and country's economy. In fact, because one of the main reasons for the formation and collapse of stock market bubbles is the

herd behaviour and stock market bubbles in addition to the nominal effects, can also have real effects on the economy, the occurrence of the herd behaviour will be harmful to the economy. Bubble formation as a result of herd behaviour can lead to inefficient allocation of capital and overinvestment in the stock market and through wealth effect and other channels its collapse can affect economic growth and real consumption.

Acknowledgments
This article is extracted from the thesis of Mohammad Hossein Shararkhah in the Department of Economics of Urmia University and has no other financial support.

Observation Contribution
According to the extraction of the article from the doctoral thesis, the writing of the article was done by the first author with the guidance and supervision of the second author and the consultation of the third author.

Conflict of Interest
The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران

محمدحسین شررخواه‌الانق[۱]، علی رضازاده[۲]، شهاب جهانگیری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27600.3569
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۱۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۳
صص: ۱۳۲-۱۰۱

چکیده

تجربهٔ اقتصاد جهانی طی چند دههٔ اخیر نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای یکی از اصلی‌ترین عوامل شکل‌گیری بحران‌های مالی است. اقتصاددانان در شناسایی دلایل وقوع چنین رفتاری انگشت اتهام را به‌سوی عوامل مختلفی نشانه رفته‌اند که شاید بتوان گفت سیاست پولی در صدر این لیست قرار دارد. به‌دلیل آثار زیان‌باری که رفتار رمه‌ای در بازار سهام می‌تواند به‌همراه داشته باشد، شناسایی عوامل مؤثر بر آن می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد. بر این‌اساس، هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر سیاست پولی بر شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا، با استفاده از داده‌های ماهانهٔ دورهٔ زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۹ و با کاربرد مدل غیرخطی STR-GARCH تأثیر سیاست پولی بر شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران بررسی شد. استفاده از این روش، این امکان را برای محقق فراهم می‌کند که بتواند الگوی غیرخطی موجود در رفتار رمه‌ای را مدل‌سازی کند. در مدل برآورد شده، از شاخص «چانگ» و همکاران (۲۰۰۰) برای اندازه‌گیری پراکندگی بازده سهام حول بازده بازار بهره گرفته شده و همچنین، متغیر سیاست پولی (رشد حجم نقدینگی) به‌عنوان متغیر آستانه مورداستفاده قرار گرفته است. با انتخاب این متغیر به‌عنوان متغیر آستانه‌ای می‌توان بررسی کرد که آیا تغییرات در این متغیر می‌تواند منجر به انتقال از رژیم عقلایی به رژیم رمه‌ای شود یا خیر؟ نتایج مطالعه حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران، دارای یک رفتار متغیر طی زمان است و الگوی خطی برای بررسی چنین رفتاری مناسب نیست؛ هم‌چنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که براساس مقادیر مختلف متغیر رشد نقدینگی، رفتار سرمایه‌گذاران تغییر می‌کند، به‌نحوی که برای مقادیر رشد نقدینگی ماهانهٔ کوچک‌تر از ۲/۳ درصد، رفتار عقلایی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مشاهده می‌شود، اما با افزایش نرخ رشد نقدینگی و عبور از این آستانه، به مرور، رفتار رمه‌ای رفتار غالب در بازار سهام می‌شود.

کلیدواژگان: سیاست پولی، رفتار رمه‌ای، بورس اوراق بهادار تهران، مدل‌های غیرخطی.
طبقه‌بندی JEL: E52, E58, G41.

۱. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
Email: shararkhah@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسندهٔ مسئول)
Email: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
Email: Kh.jahangiri@urmia.ac.ir

ارجاع به مقاله: شررخواه‌الانق، محمدحسین؛ رضازاده، علی؛ و جهانگیری، شهاب، (۱۴۰۲). «تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۱۰۱-۱۳۲. doi: 10.22084/aes.2023.27600.3569
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5137.html?lang=fa

۱. مقدمه

بورس اوراق بهادار، یک بازار اقتصادی است که در آن، خرید و فروش اوراق بهادار تحت ضوابط و قوانین خاص انجام می‌شود. با توجه به عرضهٔ سهام بزرگ‌ترین و مهم‌ترین واحدهای اقتصادی کشور در تالارهای بورس، هرگونه تغییر در شرایط اقتصادی، سیاسی و... می‌تواند سریعاً بر بورس اوراق بهادار تأثیر گذاشته آن را دچار نوسان و بی‌ثباتی کند. بررسی و تحلیل مالیه رفتاری[۱] سرمایه‌گذاران و فعالان بازار یکی از موضوعات نوپای رشته‌های مالی به‌شمار می‌رود. براساس رویکردهای موجود در این حیطه، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران صرفاً براساس تجزیه وتحلیل کمّی و عقلایی انجام نمی‌شود، بلکه عوامل دیگری هم تأثیر زیادی بر نحوهٔ عکس‌العمل سهامداران به فعل و انفعالات بازار خواهد گذاشت. بررسی این عوامل که روند عقلایی را برهم می‌زند، ازجمله اهداف علم مالیهٔ رفتاری است.

وقتی سرمایه‌گذاران تصمیم به تقلید از تصمیمات قابل مشاهده سایرین می‌گیرند، رفتار گله‌ای یا رمه‌ای[۲] بروز می‌کند؛ البته نمودهای این رفتار را در تمام جنبه‌های زندگی انسانی می‌توان مشاهده کرد، ولی بازار سرمایه و بورس یکی از بهترین محل‌ها برای بررسی و تحلیل این گونه رفتارها است.

به‌دنبال مطالعات «مندلبورت»[۳] (۱۹۶۳) و «فاما»[۴] (۱۹۶۵) به‌لحاظ تجربی مشخص شد که توزیع بازده سهام در کوتاه‌مدت از توزیع نرمال پیروی نکرده و یک توزیع چاق دنباله[۵] بوده و دارای کشیدگی بیشتر[۶] در مقایسه با توزیع نرمال است. این موضوع از این حیث اهمیت دارد که در توزیع‌های چاق‌دنباله، احتمال رخداد بحران‌های مالی بیشتر از توزیع نرمال است. تاکنون تلاش‌های زیادی برای توضیح دنباله‌های چاق و وجود نااطمینانی مازاد در بازار سهام انجام شده است. دو تئوری سنتی که در این‌خصوص وجود دارد، تئوری فرضیه مخلوط توزیع[۷] (MDH) و فرضیهٔ ورود ترتیبی اطلاعات[۸] (SIAH) است. این دو تئوری، براساس نحوهٔ ورود اطلاعات به بازار تلاش می‌کنند تا دلیل وقوع بحران‌ها و دنبالهٔ چاق توزیع بازدهی بازار سهام را توضیح دهند، اما موفقیت چندانی در این‌زمینه کسب نمی‌کنند.

مطالعات جدید نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای می‌تواند دلیل اصلی وجود نوسانات در بازار، حتی در غیاب اطلاعات ورودی به بازار سهام باشد. مطالعات «استاوفر» و «سورنت»[۹] (۱۹۹۹)، «کونت» و «بوچاود»[۱۰] (۲۰۰۰)، «استاوفر» و «جان»[۱۱] (۲۰۰۰)، «وانگ» و همکاران[۱۲] (۲۰۰۵) و «نایری»[۱۳] (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای

---

1. Behavioural Finance
2. Herd Behavior
3. Mandelbrot
4. Fama
5. Fat Tailed
6. leptokurtic
7. Mixture of Distribution Hypothesis
8. Sequential Information Arrival Hypothesis
9. Stauffer and Sornette
10. Cont and Bouchaud
11. Stauffer and Jan
12. Wang et al.
13. Nirei

یکی از اصلی‌ترین عوامل در شکل‌گیری نااطمینانی در بازار است. این مطالعات تلاش می‌کنند تا نااطمینانی موجود در بازار را براساس رفتار رمه‌ای توضیح دهند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که فرد با تقلید از دیگران تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را فارغ از اطلاعات خصوصی خودش اتخاذ می‌کند و این موضوع به سرعت می‌تواند جریان سرمایه‌گذاری را شکل دهد که کاملاً هم‌سو با یک‌دیگر بوده که البته با ورود کوچک‌ترین اطلاعات عمومی ممکن است از بین برود. این موضوع باعث می‌شود تا بازارهای مالی پرنوسان و بی‌ثبات بوده و در برخی مواقع منجر به بحران شود.

دلایل وقوع رفتار رمه‌ای ممکن است متفاوت باشد؛ ممکن است این رفتار به این‌دلیل باشد که معامله‌گران از رفتار معامله‌گران قبلی اطلاعات خاصی را استخراج می‌کنند یا شاید در نتیجهٔ عکس‌العمل دسته‌جمعی سرمایه‌گذاران به اخبار بنیادی باشد. تحلیل‌گران، ممکن است به‌دلیل حفظ خوش‌نامی دچار رفتار رمه‌ای شوند یا شاید سرمایه‌گذاران کلاً به صورت غیرعقلایی رفتار کنند و به‌دلایل روانی و اجتماعی دچار رفتار رمه‌ای شوند (میرلوحی و همکاران[1]، ۱۳۹۸). هم‌چنین ممکن است سیاست‌های کلان اقتصادی رفتار تودهٔ سرمایه‌گذاران را تحت‌تأثیر قرار دهد؛ برای مثال، سیاست‌های پولی می‌تواند در شکل‌گیری رفتار رمه‌ای نقش ایفا کند. بازار سهام یک بازار جلونگر[2] هست و تغییراتی که در قیمت سهام صورت می‌گیرد حاوی اطلاعات مربوط به پیش‌بینی سرمایه‌گذاران درخصوص روند آتی متغیرهای مهم اقتصادی مثل سیاست پولی نیز است. حال اگر یک تغییر پیش‌بینی نشده و فراتر از انتظار در سیاست پولی رخ‌دهد، سرمایه‌گذاران ممکن است فرصت کافی برای ارزیابی پیامدهای آن بر قیمت سهام نداشته باشند و ترجیح دهند که همانند جمع رفتار کنند؛ البته ممکن است حتی اگر تغییر غیرقابل پیش‌بینی هم در سیاست پولی رخ‌ندهد، باز هم شاهد رفتار یک‌دست سرمایه‌گذاران باشیم. سرمایه‌گذاران معمولاً شرایط اقتصادی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند و حرکات بانک مرکزی را در پاسخ به این شرایط پیش‌بینی می‌کنند؛ به عبارت دیگر، براساس شرایط فعلی اقتصاد، به‌صورت مداوم، انتظارات خود را راجع‌به جهت تغییرات سیاست پولی، تعدیل می‌کنند. اگر شرایط اقتصادی به شکل واضحی در جهت بهتر شدن یا بدتر شدن تغییر پیدا کند، می‌تواند باعث شود که انتظارات سرمایه‌گذاران از روند آتی سیاست پولی متحدالشکل شده و طبیعتاً به‌دلیل این ارزیابی مشترک، در یک جهت سرمایه‌گذاری کنند که نتیجهٔ آن شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام خواهد بود (برنانکه و کوتنر[3]، ۲۰۰۵؛ روزا[4]، ۲۰۱۳).

سیاست پولی، به‌دلیل ویژگی هماهنگ‌کننده‌ای که دارد و به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای سیاستی، در اغلب مطالعات تجربی به‌عنوان اصلی‌ترین عامل شکل‌دهندهٔ رفتار رمه‌ای در بازارهای مختلف، من‌جمله بازار سهام شناسایی شده است (گونگ و دای[5]، ۲۰۱۷؛ کروکیدا و همکاران[6]، ۲۰۲۰؛ آپرگیس[7] و همکاران، ۲۰۲۰؛ ویکاکسونو

---

1. Mirlohi et al (2020)
2. Forward Looking
3. Bernanke and Kuttner (2005)
4. Rosa (2013)
5. Gong & Dai (2017)
6. Krokida et al. (2020)
7. Apergis et al. (2020)

و فالیانتی[1]، ۲۰۲۲). هم‌چنین «آپرگیس»[2] و همکاران (۲۰۲۰) تاکید می‌کنند که اثر سیاست پولی در رژیم سیاست پولی صلاح‌دیدی[3] بر رفتار رمه‌ای بیشتر از رژیم قاعده‌مند[4] است.

مسأله رابطهٔ سیاست پولی و رفتار رمه‌ای در اقتصاد ایران می‌تواند از موضوعیت بیشتری برخوردار باشد؛ اول این‌که سیاست پولی در ایران، از قابلیت پیش‌بینی بالایی برخوردار نیست و معمولاً نوسانات زیادی دارد که نتیجهٔ آن وقوع تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در متغیرهای پولی است. همان‌طورکه در بالا اشاره شد، وقوع تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در متغیرهای پولی، می‌تواند رفتار رمه‌ای را در بازارهای مالی به‌همراه داشته باشد. از طرف دیگر، سیاست پولی در اقتصاد ایران قاعده‌مند نبوده و معمولاً به‌صورت صلاح‌دیدی اعمال می‌شود و این موضوع نیز می‌تواند در تشدید اثر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای نقش ایفا کند؛ بنابراین ضروری است که مطالعهٔ جامعی در این‌زمینه صورت پذیرد و اثر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران مورد ارزیابی قرار گیرد.

مرور ادبیات موضوع نشان می‌دهد که بررسی تأثیر عوامل مختلف بر رفتار رمه‌ای در داخل کشور کمتر موردتوجه قرار گرفته است و از مطالعه تأثیر سیاست پولی بر شکل‌گیری رفتار رمه‌ای نیز غفلت شده است. از سوی دیگر، اغلب مطالعات خارجی نیز با استفاده از مدل‌های خطی به ارزیابی اثرات سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای پرداخته‌اند. استفاده از مدل‌های خطی می‌تواند نتایج غیرواقعی درخصوص شناسایی رفتار رمه‌ای ارائه نماید.

متغیرهای مالی، به این‌دلیل که ارتباط مستقیم با رفتار انسان دارند، عمدتاً از ماهیت غیرخطی برخوردار هستند. متغیر رفتار رمه‌ای نیز به احتمال زیاد از چنین الگویی پیروی می‌کند. فعالان بازار سهام، ممکن است در مواجهه با شرایط یکسان در زمان‌های مختلف، رفتار متفاوتی را از خود نشان دهند؛ به‌عبارت دیگر، ممکن است رفتار رمه‌ای در برخی از دوره‌ها شکل بگیرد و در برخی از دوره‌ها بر بازار حاکم نباشد. هم‌چنین ممکن است این رفتار غیرخطی در پاسخ به برخی از متغیرهای مهم اقتصادی مانند سیاست پولی رخ‌داده باشد. استفاده از روش‌های خطی، در مواقعی که متغیر تحت بررسی از رفتار غیرخطی پیروی می‌کند، می‌تواند تورش تصریح جدی را به‌همراه داشته باشد و برآورد دقیق ضرایب را با مشکل مواجه کند. هم‌چنین تحت مدل‌های خطی این امکان وجود ندارد که بتوان اثر سیاست پولی را بر تغییر رفتار فعالان بازار سهام بین دو رژیم عقلایی و رمه‌ای بررسی کرد. بر این‌اساس و در جهت فائق آمدن بر این مشکل، در این مطالعه، در کنار تخمین مدل خطی، مدل غیرخطی STR-GARCH[5] نیز برآورد شده است. جهت تخمین مدل‌ها نیز از آمار و اطلاعات متغیرهای تحقیق طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است.

در راستای مطالب فوق، این مطالعه به‌دنبال آن است تا با استفاده از یک الگوی غیرخطی، تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد. سازماندهی پژوهش به این‌صورت است که در ادامه و پس از ارائه مقدمه، ادبیات مرتبط با موضوع شامل مبانی نظری و پیشینهٔ تجربی

---

1. Wicaksono & Falianty (2022)
2. Apergis et al. (2020)
3. Discretionary
4. Rule Based
5. Smooth Transition Regression - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

مرور شده است. بخش سوم به ارائه و توضیح مدل و روش تحقیق اختصاص یافته است. در بخش چهارم و پنجم نیز به‌ترتیب یافته‌های تجربی تحقیق و نتیجه‌گیری کلی ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

یکی از رفتارهایی که در بازارهای مالی مشاهده می‌شود و فقط می‌توان آن را در چارچوب اقتصاد رفتاری توضیح داد، «رفتار توده‌وار»[1] است. رفتار توده‌وار را در زبان عامیانه «رفتار گلّه‌ای» یا «رمه‌ای» نیز می‌گویند. این رفتار پدیده‌ای است که در آن افراد به‌صورت دسته‌جمعی اقدام به انجام یک‌کار به‌خصوص می‌کنند. به‌طورکلی این رفتار در ارتباط با تصمیم‌گیری است. قسمت عمده‌ای از تصمیماتی که افراد اتخاذ می‌کنند، تحت‌تأثیر رفتار یا انتخاب‌های دیگران قرار می‌گیرد. تحقیقات نشان می‌دهد که بسیاری از سرمایه‌گذاران، هنگام اتخاذ تصمیماتشان در خرید و فروش سهام، به اخبار و اطلاعاتی که بین دیگران رد و بدل می‌شود، توجه بسیاری می‌کنند و واکنش نشان می‌دهند. در بازارهای مالی معمولاً رفتار رمه‌ای به‌صورت رفتاری از سرمایه‌گذاران شناخته می‌شود که به‌جای پیروی کردن از عقاید و اطلاعات خود از رفتار مشاهده شدهٔ دیگران یا حرکات و نوسانات بازار تقلید و پیروی می‌کنند (وانگ و کانلا[2]، ۲۰۰۶).

رفتار رمه‌ای یا به‌شکل آگاهانه صورت می‌گیرد یا به‌صورت ناآگاهانه و جعلی است. رفتار رمه‌ای جعلی زمانی شکل می‌گیرد که سرمایه‌گذاران بدون اطلاع از تصمیم سایرین، اقدام به اتخاذ تصمیمی بکنند که هم‌راستا با تصمیم سایرین است. این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که یک بستهٔ اطلاعاتی مهم و واضح وارد بازار شود و همه بتوانند به‌درستی اثر آن را بر بازار ارزیابی کنند. در این حالت، معمولاً همهٔ افراد به یک شکل رفتار می‌کنند و تصمیمات سرمایه‌گذاری مشابهی را اتخاذ می‌کنند. برعکس رفتار رمه‌ای ناآگاهانه، رفتار رمه‌ای آگاهانه زمانی رخ‌می‌دهد که بازار در شرایط نااطمینانی قرار بگیرد. در رفتار رمه‌ای عمدی، سرمایه‌گذار به‌صورت آگاهانه و با علل منطقی یا غیرمنطقی تصمیم می‌گیرد که اطلاعات و تحلیل‌های شخصی خود را نادیده گرفته و از رفتار گروهی یا بازار پیروی و تقلید کند. رفتار رمه‌ای عمدی و آگاهانه باعث ناکارآمدی بازار می‌شود. این رفتار شکننده بوده و به پیروی از آن رفتار رمه‌ای معکوس و در نتیجهٔ آن، نوسانات و بی‌ثباتی زیاد در بازار رخ می‌دهد که درمجموع موجب افزایش ریسک سیستمی در بازار می‌شود. رفتار رمه‌ای عمدی و آگاهانه خود به دو دیدگاه عقلایی (براساس منافع) و غیرعقلایی تقسیم می‌شود (بیکچندانی و شارما[3]، ۲۰۰۰).

رفتار رمه‌ای غیرعقلایی بر روان‌شناسی سرمایه‌گذار تمرکز دارد. این دیدگاه بیان می‌کند که مدیران سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاران شخصی، بدون درنظر گرفتن تجزیه و تحلیل‌های عقلایی، صرفاً به‌دلیل برخی تورش‌های رفتاری تقلید کورکورانه از یک‌دیگر روی‌می‌آورند. پذیرش توسط جمع، تمایل انسان به مطابقت با مد

---

1. Herding Behavior
2. Wang & Canela
3. Bikhchandani & Sharma

و اعتماد به نفس و خوش‌بینی بیش از حد و... تورش‌های رفتاری هستند که می‌توانند منجر به شکل‌گیری رفتار رمه‌ای غیرعقلایی شوند (شیلر[1]، ۲۰۰۱).

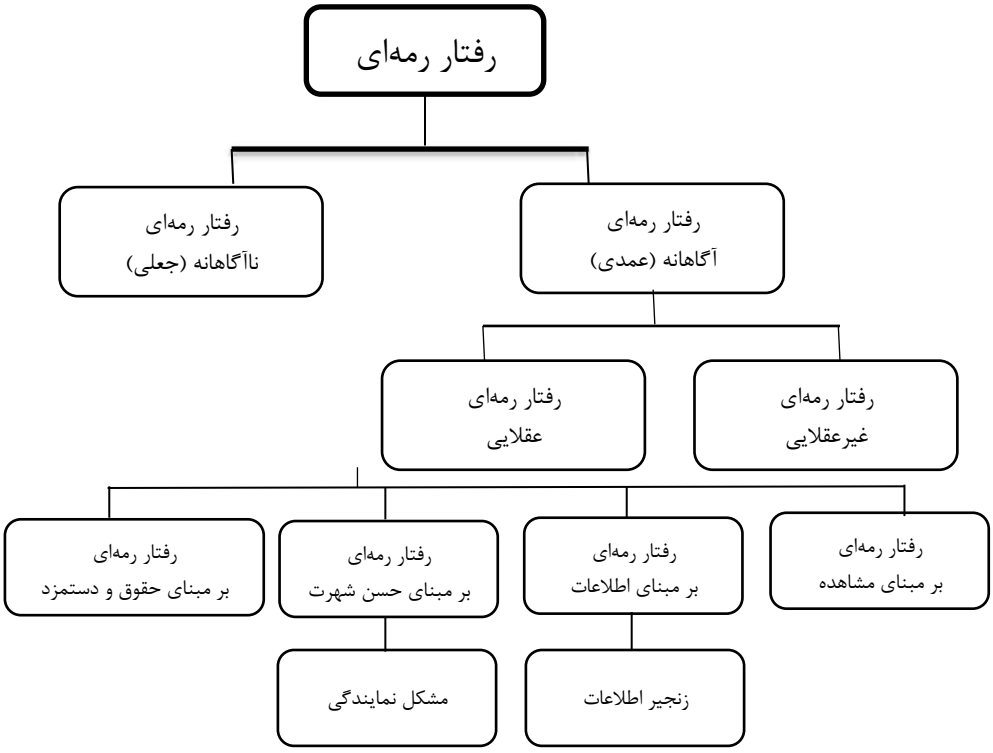
رفتار رمه‌ای عقلایی نیز، به‌نوعی از رفتار رمه‌ای اطلاق می‌شود که در آن، سرمایه‌گذاران کاملاً به‌صورت عقلایی و در جهت دستیابی به حداکثر منفعت، اقدام به تقلید از دیگران می‌کنند. این نوع از رفتار رمه‌ای بیشتر زمانی رخ‌می‌دهد که ارزیابی دقیق اثر اطلاعات وارد شده به بازار توسط فعالان بازار مقدور نباشد. در چنین شرایطی افراد به دلایل مختلف ممکن است تصمیمات شخص خود را نادیده گرفته و اقدام به تقلید از تصمیمات سرمایه‌گذاری دیگران بکنند. رفتار رمه‌ای مبتنی‌بر اطلاعات، رفتار رمه‌ای مبتنی‌بر حُسن شهرت و رفتار رمه‌ای مبتنی‌بر ساختار حقوق و دستمزد، مهم‌ترین تئوری‌های توضیح‌دهندهٔ این نوع از رفتار رمه‌ای هستند؛ در صورتی‌که ساختار حقوق و دستمزد مدیران سرمایه‌گذاری به عملکرد این مدیر در مقایسه با سایر مدیران گره زده شده باشد، مدیر ترجیح خواهد داد که از رفتار سایر مدیران تقلید کند و همانند آن‌ها سرمایه‌گذاری کند (برنان[2]، ۱۹۹۳؛ رول[3]، ۱۹۹۲).

یا اگر یک مدیر سرمایه‌گذاری و کارفرمای او درمورد توانایی مدیر در انتخاب سهام مناسب اطمینان نداشته باشند، انطباق پورتفوی سرمایه‌گذاری با پورتفوی سایر متخصصان از سوی مدیر می‌تواند میزان توانایی مدیر در انتخاب سهام مناسب را همچنان در هاله‌ای از ابهام نگه‌دارد. این‌کار به‌نفع مدیر خواهد بود و با تقلید از تصمیمات سرمایه‌گذاری سایر مدیران، می‌تواند سطح توانایی خود را از کارفرمای خود مخفی نگه‌دارد؛ اگر سایر مدیران نیز چنین رفتار کنند، رفتار رمه‌ای رخ خواهد داد (شارف‌اشتین و اشتین[4] (۱۹۹۰)).

هم‌چنین وجود عدم اطمینان درخصوص پیامدهای اطلاعات وارد شده به بازار نیز می‌تواند منجر به شکل‌گیری رفتار رمه‌ای شود. در چنین شرایطی افراد چون نمی‌توانند تحلیل درستی از پیامد اطلاعات وارد شده داشته باشند، تلاش می‌کنند اطلاعات اضافی را از تصمیمات سرمایه‌گذاری سایرین استخراج کنند تا بتوانند تصمیم درستی را اتخاذ کنند. در چنین شرایطی این احتمال وجود دارد که افراد به‌صورت متوالی تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را نادیده گرفته و مانند سرمایه‌گذارانی که پیش از همه اقدام کرده‌اند، رفتار کنند؛ که نتیجهٔ این فرآیند شکل‌گیری آبشار اطلاعاتی و رفتار رمه‌ای است (بنرجی[5]، ۱۹۹۲؛ بیکچندانی، هیرشلیفر و ولش[6]، ۱۹۹۲؛ ولش[7]، ۱۹۹۲).

---

1. Shiller
2. Brennan
3. Roll
4. Scharfstein & Stein
5. Banerjee
6. Bikhchandani, Hirshleifer & Welch
7. Welch



شکل ۱. انواع رفتار رمه‌ای (بیکچندانی و شارما، ۲۰۰۰).

Fig. 1: Types of Herding Behavior (Bikhchandani & Sharma, 2000)

۲-۱-۲. تأثیر سیاست پولی بر بازار سهام

کانال مکانیزم تعدیل بهینهٔ پورتفوی: مکانیزم تعدیل بهینهٔ پورتفوی اساس تئوری پولییون درخصوص مکانیزم انتقال پولی به بازارهای دارایی و کل اقتصاد را تشکیل می‌دهد. افزایش در عرضهٔ پول سبب می‌شود تا حجم و مطلوبیت نهایی دارایی‌های نقد نسبت به حجم و مطلوبیت نهایی سایر دارایی‌ها تغییر پیدا کند. عوامل اقتصادی پس از مشاهدهٔ این موضوع، تلاش خواهند کرد تا مجدداً تعادل را بازیابی کنند. برای بازیابی تعادل، لازم خواهد بود تا عوامل اقتصادی حجم دارایی‌های را که در اختیار دارند و هم‌چنین میزان مصرفشان را به‌گونه‌ای تغییر دهند که نسبت مطلوبیت‌های نهایی مجدداً برابر با نسبت قیمت‌ها شود. این موضوع به این معنی خواهد بود که با افزایش در حجم پول، قیمت بسیاری از دارایی‌ها مانند سهام افزایش‌یافته و قیمت دارایی‌های نقد (انواع نرخ بهره) کاهش خواهد یافت؛ درواقع، در چارچوب این تئوری «پولیون» معتقدند که افزایش در حجم پول، سبب تغییر در قیمت دارایی‌ها (و قیمت نسبی آن‌ها) شده و از این‌طریق تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری عوامل اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (ملتزر[1]، ۱۹۹۵ و نلسون[2]، ۲۰۰۳).

[1]. Meltzer
[2]. Nelson

کانال نرخ ارز: افزایش در عرضه پول یا کاهش نرخ بهره، سبب کاهش ارزش نرخ ارز (افزایش نرخ ارز) شده و موجب بهبود وضعیت صادرات و تولید می‌شود. بهبود در متغیرهای واقعی نیز، نشان‌دهندهٔ افزایش سودآوری شرکت‌ها بوده و درنهایت منجر به افزایش قیمت سهم‌ها در بازار می‌شود (لوایزا و اشمیت[1]؛ ۲۰۰۲).

کانال اعتبارات: یکی دیگر از کانال‌هایی که سیاست پولی بخش واقعی اقتصاد را تحت تأثیر می‌دهد و سپس از طریق بخش واقعی اقتصاد، بازار سهام را متأثر می‌سازد، کانال اعتبارات است. براساس کانال اعتبارات، سیاست پولی می‌تواند با تغییر در ترازنامهٔ شرکت‌ها (و اشخاص حقیقی) و ارزش وثیقه‌هایی که بنگاه‌ها برای دریافت وام می‌توانند در اختیار بانک‌ها قرار دهند (به عنوان مثال: سیاست پولی انقباضی سبب کاهش ارزش مسکن به‌عنوان یکی از رایج‌ترین وثیقه‌های بانکی می‌شود)، میزان اعتبار در دسترس اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. این موضوع نیز سبب تغییر در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شده و بخش واقعی اقتصاد را متأثر می‌سازد. تغییرات در بخش واقعی اقتصاد نیز، بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد (برنانکه و گرتلر، ۱۹۹۵).

کانال ریسک‌پذیری بانک‌ها: افزایش در قیمت دارایی‌ها، علاوه‌بر این‌که موجب بهبود سمت دارایی ترازنامهٔ بانک‌ها می‌شود، ارزیابی بانک‌ها از ریسک ورشکستگی و زیان را نیز تغییر می‌دهد. در دوره‌هایی که قیمت دارایی افزایش می‌یابد، معمولاً ریسک نامطلوب نیز کاهش می‌یابد؛ این موضوع باعث می‌شود که معیارهای ارزیابی ریسک، ریسک ورشکستگی و زیان را کمتر از واقع نشان‌دهند و بانک‌ها ریسک‌پذیری بیشتری از خود نشان‌دهند. پذیرش ریسک بیشتر توسط بانک‌ها به معنی پذیرش سپرده بیشتر و افزایش اهرم مالی و اعطای وام به اشخاص حقیقی و حقوقی با ریسک بالا که پیش‌تر به‌دلیل ریسک‌پذیری پایین‌تر، بانک حاضر به اعطای وام به این اشخاص نبود، سبب در دسترس بودن بیشتر اعتبار در اقتصاد می‌شود. طبیعتاً در دسترس بودن بیشتر اعتبار نیز منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف شده و افزایش فعالیت‌های اقتصادی را به‌همراه دارد که این افزایش در فعالیت‌های اقتصادی درنهایت در بازار سهام متبلور می‌شود (آدریان و شین، ۲۰۰۹).

۲-۱-۳. تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام

با توجه به کانال‌های متعددی که سیاست پولی از طریق آن بازار سهام را متأثر می‌کند، می‌توان انتظار داشت که این متغیر جزو اصلی‌ترین عواملی باشد که امکان ایجاد رفتار رمه‌ای در بازار سهام را دارد. «دونو» و «ولچ»[2] (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که رفتار رمه‌ای به‌نوعی از مکانیسم هماهنگی یا سیگنال قابل‌توجهی نیاز دارد. با توجه نقش قابل‌توجه متغیرهای پولی در تغییرات بازار سهام، اقدامات انجام شده در اعمال سیاست‌های پولی ممکن است به‌طور بالقوه این نقش را داشته و سیگنال‌های قدرتمندی ارسال کند که ممکن است حداقل از طریق دو کانال، رفتار سرمایه‌گذاران مشابه را هماهنگ نماید. اولاً، سیاست‌های پولی از طریق محتوای اطلاعاتی خود، می‌توانند

---

[1]. Loayza and Schmidt
[2]. Devenow and Welch (1996)

انتظارات اقتصادی و احساسات سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار دهند که این امر به نوبهٔ خود می‌تواند سرمایه‌گذاران را به واکنش هم‌زمان و در یک جهت مشابه سوق دهد (لوتز[۱]، ۲۰۱۵؛ گالاریوتیس و همکاران[۲]، ۲۰۱۸).

کانال بالقوهٔ دیگری که از طریق آن سیاست‌های بانک مرکزی ممکن است رفتار رمه‌ای ایجاد کند، از طریق مدل‌های اندازه‌گیری مدیریت ریسک است که معمولاً برای الزامات قانونی و نظارتی استفاده می‌شود و ممکن است منجر به تصمیمات سرمایه‌گذاری مشابه شود (کروکیدا و همکاران[۳]، ۲۰۲۰).

رفتار هماهنگ سرمایه‌گذاران و رفتار رمه‌ای آن‌ها می‌تواند نوسانات قیمت دارایی‌ها را افزایش داده و ثبات بازار را تهدید کند (تیسیوناس[۴]، ۲۰۱۳). هم‌چنین، رفتار رمه‌ای با مدها و حباب‌ها[۵] ارتباط دارد (نوفسینگر و سیاس[۶]، ۱۹۹۹؛ گلیسون و همکاران[۷]، ۲۰۰۴). در این راستا، بانک‌های مرکزی انگیزه‌های زیادی برای توجه به رفتارهای رمه‌ای احتمالی ناشی از اقدامات خود دارند که انگیزهٔ آن‌ها بیشتر در این دو مورد است؛ از یک‌طرف، توده‌واری سرمایه‌گذاران ممکن است تأثیر مطلوب یک سیاست خاص را از بین ببرد، بی‌ثباتی مالی و نوسانات بازار را در طول دورهٔ بحرانی تشدید کند و نیاز به اقدامات سیاستی بیشتری را ایجاد کند؛ و از طرف دیگر، برای جلوگیری از گسترش حباب‌های قیمت، سیاست‌های پولی نیز می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد (کروکیدا و همکاران[۸]، ۲۰۲۰).

۲-۲. مروری بر مطالعات تجربی

«لویزل» و همکاران[۹] (۲۰۰۸) رابطهٔ بین سیاست پولی و رفتار رمه‌ای در سرمایه‌گذاری‌های فناوری نو را در قالب یک مدل تعادل عمومی بررسی کرده‌اند. براساس نتایج مطالعه، مداخلهٔ سیاست‌های پولی، با کاهش هزینهٔ منابع برای کارآفرینان، بر مقدار اطلاعاتی که از کارآفرینان به سایر بخش‌های اقتصاد منتقل می‌شود، تأثیر می‌گذارد.

«جورکاتیس» و همکاران[۱۰] (۲۰۱۲) به بررسی رابطهٔ بین تجارت و رفتار رمه‌ای در بازار سهام پرداخته‌اند. آن‌ها بدین‌منظور شبیه‌سازی‌های عددی[۱۱] یک مدل رمه‌ای را جهت استخراج پیش‌بینی‌های تئوری-هدایت‌شده[۱۲] در مورد تأثیر جنبه‌های مختلف نااطمینانی بر شدت رفتار رمه‌ای معرفی می‌کنند. با توجه به شبیه‌سازی‌های مدل، نتایج تجربی به‌طور قوی نشان می‌دهد که هم‌بستگی مشاهده شده در معاملات عمدتاً به‌دلیل واکنش متداول سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی جدید است و نباید از آن به عنوان رفتار رمه‌ای تفسیر کرد.

---

1. Lutz (2015)
2. Galariotis et al. (2018)
3. Krokida et al. (2020)
4. Tsionas (2013)
5. Fads and Bubbles
6. Nofsinger and Sias (1999)
7. Gleason et al. (2004)
8. Kremer and Nautz (2020)
9. Loisel et al.(2008)
10. Jurkatis et al (2012)
11. Numerical Simulations
12. Theory-Guided

«بلگاسم» و «لاهیانی»[۱] (۲۰۱۳) رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران در ۱۸ کشور اروپایی پیرامون اطلاعیه‌های[۲] اقتصاد کلان آمریکا را با استفاده از داده‌های روزانه طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ و یک نمونهٔ بزرگ از شاخص‌های اقتصاد کلان ایالات متحده مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در برخی کشورهای اروپایی، یعنی فرانسه، سوئیس و پرتغال به صورت آگاهانه[۳] رخداده، درحالی‌که در یونان به صورت جعلی[۴] اتخاذ شده است[۵].

«گونگ» و «دای»[۶] (۲۰۱۷) تأثیر متغیرهای نرخ بهره و نرخ ارز بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام چین را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که افزایش نرخ بهره و کاهش ارزش پول چین باعث ایجاد رفتار رمه‌ای می‌شود، که این پدیده عمدتاً در بازارهای نزولی[۷] اتفاق می‌افتد.

«مند» و همکاران[۸] (۲۰۱۸) عوامل تعیین‌کنندهٔ رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران در بازار سهام مالزی را طی دورهٔ ۲۰۱۶-۱۹۹۵م. با استفاده از داده‌های روزانه مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین‌منظور از سه عنصر مختلف بازار شامل بازده بازار، حجم معاملات و نوسانات بازار و تحلیل رگرسیون چندگانه[۹] استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که حجم معاملات بازار رفتار رمه‌ای سهام قراردادی و موافق شرعی[۱۰] و کل نمونه بازار در مالزی را تعیین می‌کند.

«کروکیدا» و همکاران[۱۱] (۲۰۲۰) در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافتهٔ عاملی (FAVAR)، تأثیر سیاست پولی متعارف و غیرمتعارف بر رفتار رمه‌ای را در بازارهای اوراق قرضهٔ آمریکا و اروپا بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی متعارف و غیرمتعارف فدرال رزرو آمریکا درصد بیشتری از رفتار رمه‌ای بازار اوراق قرضهٔ آمریکا را توضیح می‌دهد، ولی سیاست پولی بانک مرکزی اروپا درصد کمتری از تغییرات رفتار رمه‌ای بازار اوراق منطقهٔ یورو را توضیح می‌دهد.

«آپرگیس» و همکاران[۱۲] (۲۰۲۰) تأثیر انحراف تصمیمات سیاست پولی آمریکا از قاعدهٔ پولی تیلور بر ایجاد رفتار رمه‌ای را در بازار قراردادهای آتی کالاها آزمون کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۷م. و روش تخمین GMM نشان‌دادند که این بازار دارای رفتار رمه‌ای بوده است و این رفتار تنها ناشی از تصمیمات سیاست پولی ایالات متحده نیست؛ هم‌چنین تصمیمات سیاست پولی تأثیر نامتقارن داشته‌اند؛ به‌طوری‌که توده‌واری در رژیم‌های سیاست پولی احتیاطی قوی‌تر بوده است.

---

1. Belgacem & Lahiani (2013)
2. Announcements
3. intentional
4. spuriously
5. اصطلاح رفتار رمه‌ای آگاهانه و کاذب، اصطلاحی است که بیکچندانی و شرما (۲۰۰۰) از آن استفاده کرده‌اند.
6. Gong & Dai (2017)
7. down markets
8. Mand et al (2018)
9. Multiple regression analysis
10. Shariah-compliant and conventional stocks
11. Krokida et al. (2020)
12. Apergis et al. (2020)

«کیزی» و همکاران[1] (۲۰۲۱) به بررسی این‌که آیا واکنش دولت به ویروس کرونا می‌تواند رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران را در بازارهای سهام بین‌المللی کاهش دهد، پرداخته‌اند. بدین‌منظور از داده‌های روزانهٔ بازار سهام ۷۲ کشور از کشورهای توسعه‌یافته و درحال ظهور در سه ماههٔ اول سال ۲۰۲۰م. استفاده کرده‌اند. سه یافتهٔ اصلی مطالعه نشان می‌دهد که اولاً: رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران در بازارهای سهام بین‌المللی وجود دارد. ثانیاً: شاخص فشار دولت آکسفورد با کاهش عدم‌اطمینان چند بُعدی، رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد. ثالثاً: به نظر می‌رسد محدودیت‌های فروش کوتاه‌مدت، که به‌طور موقت توسط مقامات نظارتی ملی و فراملی اتحادیهٔ اروپا اعمال شده است، اثرات تسکینی بر رفتار رمه‌ای دارد.

در ایران نیز تحقیقات کمی در این مورد صورت گرفته است. «جعفری» و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای ابتدا وجود رفتار رمه‌ای در بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران (TSE) را بررسی کرده و سپس اثرات متغیرهای اقتصادی برونزا را بر رفتار رمه‌ای در سطح صنعت در بورس اوراق بهادار تهران (TSE) آزمون کرده‌اند. آن‌ها از آمار و اطلاعات ۱۲ صنعت مختلف طی سال‌های ۲۰۰۸ – ۲۰۱۸م. استفاده کرده و رویکرد انحراف مطلق مقطعی (CSAD)[3] برای اندازه‌گیری پراکندگی بازده سهام را به‌کار برده‌اند. نتایج حاصل از رگرسیون غیرخطی نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای در تمام صنایع منتخب در بازار نزولی (خرسی) وجود دارد، درحالی‌که در بازار صعودی (گاوی) این رفتار وجود ندارد.

«خداپرست شیرازی» و همکاران[4] (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی نحوهٔ تأثیرگذاری برخی ویژگی‌های سهام بر بروز رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای اندازهٔ شرکت، ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک شرکت بر بروز رفتار رمه‌ای تأثیر مثبت دارند، اما نسبت P/E با رفتار جمعی هم‌بستگی معکوس دارد.

مرور مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ رفتار رمه‌ای نشان می‌دهد که این پدیده، جزو عوامل مؤثر بر شکل‌گیری بحران‌های مالی و اقتصادی است؛ بنابراین ضروری است که اولاً وجود چنین پدیده‌ای در بازار سهام مورد ارزیابی قرار گیرد و ثانیاً عوامل مؤثر بر شکل‌گیری آن شناسایی شود. در مطالعات انجام شده، در این حوزه، سیاست پولی به عنوان اصلی‌ترین متغیر کلان اقتصادی در شکل‌گیری و تقویت رفتار رمه‌ای شناسایی شده است. در بین مطالعات داخلی، هیچ مطالعه‌ای وجود ندارد که اثر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای را مورد ارزیابی قرار داده باشد. در مطالعات خارجی نیز، تعداد محدودی از مطالعات به این موضوع پرداخته‌اند. دلیل اصلی این شکاف تجربی، به مشکلات مدل‌سازی انجام چنین مطالعه‌ای برمی‌گردد. با توجه به این‌که متغیر رفتار رمه‌ای یک متغیر غیرقابل مشاهده است و هم‌چنین اندازه‌گیری دقیق آن به راحتی امکان‌پذیر نیست، طبیعتاً بررسی عوامل مؤثر بر آن نیز به سادگی امکان‌پذیر نخواهد بود. در این مطالعه، از یک رویکرد بدیع استفاده شده است که در آن علاوه‌بر مدل‌سازی غیرخطی رفتار رمه‌ای، اثر سیاست پولی بر آن نیز مورد ارزیابی قرار گرفته است. درواقع، برای این‌منظور از یک رویکرد رگرسیون انتقال ملایم استفاده شده و متغیر سیاست پولی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای معرفی شده است. حال در

---

1. Kizys et al (2021)
2. Jafari et al
3. Cross-sectional absolute deviations (CSAD)
4. Khoda parast Shirazi et al (2012)

صورتی‌که در برخی از دوره‌ها که متناظر با رخداد برخی از مقادیر برای متغیر سیاست پولی است (بالاتر یا پایین‌تر از مقدار آستانه)، رفتار رمه‌ای وجود داشته باشد و برای برخی دوره‌های دیگر شاهد چنین رفتاری نباشیم، به این‌معنی خواهد بود که متغیر سیاست پولی باعث تغییرات رژیمی در متغیر رفتار رمه‌ای شده و بازار سهام با تغییرات در متغیر سیاست پولی، از رژیم عقلایی به رژیم رمه‌ای جابه‌جا می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. معرفی مدل و روش پژوهش

یکی از رایج‌ترین روش‌هایی که برای بررسی رفتار رمه‌ای در بازارهای مالی وجود دارد، روش پیشنهادی چانگ و همکاران (۲۰۰۰) است. ایشان برای بررسی رفتار رمه‌ای یک رابطهٔ رگرسیونی مشابه رابطهٔ زیر را پیشنهاد می‌دهند:

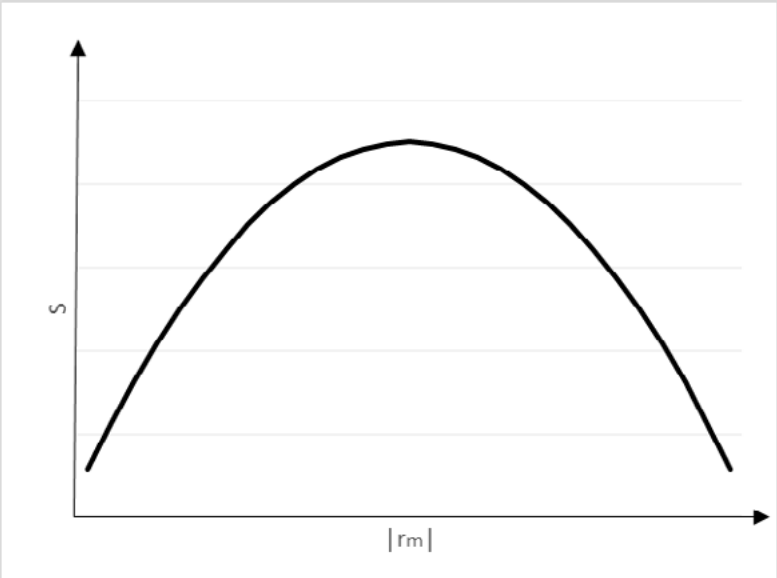
$$S_t = \mu + \delta \left| r_{m,t} \right| + \zeta r_{m,t}^2 + \varepsilon_t \qquad (۱$$

در رابطهٔ فوق، $r_{m,t}$ بازدهی بازار در دورهٔ t بوده و S_t براساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$S_t = \frac{1}{N(t)} \sum_{i=1}^{N(t)} \left| r_{i,t} - r_{m,t} \right| \qquad (۲$$

در رابطهٔ ۲ نیز، $r_{i,t}$ بازده سهم iام در دوره t و N تعداد کل سهم‌های موجود در بازار است. درواقع، رابطهٔ بالا به‌نوعی، انحراف بازدهی سهم‌های بازار از میانگین بازدهی بازار را اندازه‌گیری می‌کند. این مقدار هرچه قدر به صفر نزدیک‌تر باشد نشان‌دهندهٔ این است که بازدهی اکثر سهام موجود در بازار، تقریباً برابر با بازدهی کل بازار است. به‌عبارت دیگر، این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در تصمیم خود برای سرمایه‌گذاری، صرفاً جهت کلی بازار را مدنظر قرار می‌دهند و بین سهام خوب و بد تمایز قائل نمی‌شوند.

برای این‌که بتوانیم در چارچوب رگرسیون شمارهٔ ۱، وجود رفتار رمه‌ای در بازار را مورد آزمون قرار دهیم، ابتدا لازم است تا متغیر S_t را محاسبه نموده و سپس رگرسیون معرفی شده در بالا را برآورد کنیم. زمانی‌که قیمت سهم‌های بازار به صورت عقلایی قیمت‌گذاری می‌شود (مانند مدل‌های CAPM) می‌توان یک رابطهٔ مثبت و معنی‌دار میان S_t و $\left| r_{m,t} \right|$ متصور بود، اما زمانی‌که رفتار رمه‌ای در بازار حکم‌فرما می‌شود، رابطه‌ی این دو متغیر تبدیل به یک رفتار غیرخطی شده و $r_{m,t}^2$ به معادله اضافه می‌شود؛ بنابراین اگر رگرسیون فوق را انجام دهیم و δ به‌صورت معنی‌داری بزرگ‌تر از صفر باشد و ζ برابر صفر باشد، به این‌معناست که قیمت‌گذاری سهام به‌صورت عقلایی انجام شده و رفتار رمه‌ای در بازار وجود ندارد. اما اگر مقدار ضریب ζ به‌صورت معنی‌داری مخالف صفر و منفی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد و قیمت سهام به‌صورت عقلایی تعیین نمی‌شود. درواقع، چانگ و همکاران (۲۰۰۰) معتقد هستند، رفتار رمه‌ای زمانی رخ می‌دهد که شاهد تغییرات نسبتاً بزرگی در بازدهی بازار هستیم (منفی یا مثبت). بر این‌اساس، زمانی‌که رفتار رمه‌ای در بازار رخ می‌دهد انتظار داریم که یک رابطهٔ درجهٔ دوم به شکل سهمی معکوس بین بازدهی بازار ($r_{m,t}$) و پراکندگی مطلق بازدهی سهم‌ها حول بازدهی بازار باشیم (S_t). این موضوع در نمودار ۱ نشان داده شده است.



نمودار ۱: رابطهٔ بین بازدهی بازار و پراکندگی بازدهی سهم‌ها حول بازدهی بازار (چانگ و همکاران، ۲۰۰۰).

Diag. 1: The relationship between market returns and dispersion of stock returns around market returns (Chang et al., 2000)

همان‌طورکه پیش‌تر نیز ذکر شد، درصورتی‌که رفتار رمه‌ای در بازار وجود نداشته باشد، انتظار داریم که یک رابطهٔ مثبت بین $|r_{m,t}|$ و S_t وجود داشته باشد. در نمودار ۱، چنین رابطه‌ای را در ابتدای نمودار یا زمانی‌که مقدار قدرمطلق بازدهی بازار کوچک است، شاهد هستیم. نمودار ۱، حالتی را نشان می‌دهد که شاهد رفتار رمه‌ای در بازار هستیم. اگر رفتار رمه‌ای در بازار وجود نداشت، نمودار بالا باید به شکل یک خط راست با شیب مثبت رسم می‌شد. اما چون فرض کرده‌ایم که رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد، با رخ‌دادن بازدهی‌های بزرگ (منفی یا مثبت) مقدار S_t کاهش‌یافته است. به بیان بهتر، زمانی که شاهد رخ‌دادن نوسانات بزرگ در بازار هستیم، اطلاعات خصوصی افراد درخصوص ارزندگی سهم‌ها کنار گذاشته شده و تصمیم‌گیری بر اساس مقدار بازدهی بازار صورت می‌گیرد؛ به این‌صورت که اگر جو بازار مثبت باشد، تمامی سهم‌ها مثبت خواهند بود (و دارای بازدهی نزدیک به بازدهی بازار) و اگر جو بازار منفی باشد، سرمایه‌گذاران فارغ از ارزندگی سهامی که در اختیار دارند، اقدام به فروش آن‌ها در قیمت‌های پایین‌تر خواهند کرد. این موضوع نیز منجر به کاهش پراکندگی بازدهی سهم‌ها حول بازدهی بازار S_t خواهد شد.

در این مطالعه، برای بررسی تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای از روش رگرسیون انتقال ملایم[1] استفاده می‌شود. البته با توجه به این‌که در بازارهای مالی تقریباً در اغلب موارد با مشکل ناهم‌سانی واریانس شرطی روبه‌رو هستیم، برای مدل‌سازی واریانس جملات خطای رگرسیون نیز از روش ناهم‌سانی واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته[2] استفاده شده است. به‌عبارت دیگر، روش مورداستفاده در این تحقیق روش STR-GRACH است. دلیل استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم این است که این روش امکان بررسی رفتار غیرخطی در رفتار رمه‌ای

[1]. Smooth Transition Regression
[2]. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

را فراهم می‌سازد. به‌بیان بهتر، هیچ الزامی وجود ندارد که بازار سهام همواره با رفتار رمه‌ای روبه‌رو باشد. رفتار رمه‌ای می‌تواند در برخی دوره‌ها وجود داشته باشد و در برخی دوره‌های دیگر شاهد وجود یک رفتار عقلایی یا همان نبود رفتار رمه‌ای باشیم. رگرسیون شمارهٔ ۱، یک معادلهٔ رگرسیون خطی است و پیش‌فرض آن این است که اگر رفتار رمه‌ای در بازار وجود داشته باشد، هر موقع، شاهد نوسانات بزرگ در بازار باشیم، این رفتار بروز می‌کند. اما این یک فرض اشتباه است؛ بسته به‌شرایط بازار و عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای، ممکن است در برخی دوره‌ها رفتار رمه‌ای در بازار رخ‌دهد و در برخی دوره‌های دیگر، شاهد چنین رفتاری نباشیم.

روش رگرسیون انتقال ملایم کمک می‌کند تا بتوانیم در دو رژیم مختلف، رفتار رمه‌ای در بازار را مورد بررسی قرار دهیم. الزامی وجود ندارد که در یکی از رژیم‌ها حتماً شاهد رفتار رمه‌ای باشیم و در دیگری رفتار عقلایی بر بازار حاکم باشد. ممکن است در هر دو رژیم رفتار عقلایی وجود داشته باشد یا در هر دو رژیم شاهد رفتار رمه‌ای باشیم. به‌بیان بهتر، این روش امکان بررسی تمامی حالت‌های ممکن را فراهم می‌کند و طبیعتاً نتایج بهتری را ارائه خواهد داد. از سوی دیگر، این رویکرد می‌تواند در شناسایی عوامل مؤثر بر رفتار رمه‌ای نیز مفید باشد. همان‌طورکه در بالا نیز عنوان شد، هدف این مطالعه بررسی اثر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای است. برای دستیابی به این هدف، می‌توان متغیر آستانه‌ای رگرسیون انتقال ملایم را رشد حجم نقدینگی درنظر گرفت و بررسی کرد که آیا براساس این متغیر آستانه‌ای تغییر در رژیم اتفاق می‌افتد یا خیر؟ در صورتی‌که این متغیر واقعاً بر رفتار رمه‌ای مؤثر باشد، انتظار داریم که در یک رژیم رفتار رمه‌ای وجود نداشته باشد و در رژیم دیگر، شاهد رفتار رمه‌ای باشیم. به‌عبارت دیگر، تغییر در مقدار رشد نقدینگی باعث خواهد شد که از رژیم با رفتار عقلایی به رژیم با رفتار رمه‌ای جابه‌جا شویم.

می‌توان مدل رگرسیون انتقال ملایم (با نوسانات گارچ) را به شکل زیر نوشت:

$$S_t = \mu_1 + \delta_1 |r_{m,t}| + \xi_1 r_{m,t}^2 + (\mu_2 + \delta_2 |r_{m,t}| + \xi_2 r_{m,t}^2) G(z_t, \gamma, \kappa) + \varepsilon_t, \quad (۳$$

$$h_t = \pi + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (۴$$

معادلهٔ ۳، درواقع حالت غیرخطی معادلهٔ ۱ است. به‌بیان بهتر، معادلهٔ ۳ فرم معمول یک مدل رگرسیونی انتقال ملایم است و معادلهٔ ۴ نیز نشان‌دهندهٔ یک مدل GARCH(۱,۱) است.

در معادلهٔ ۳، عبارت $G(z_t, \gamma, \kappa)$ نشان‌دهندهٔ تابع انتقال است که برای مطالعهٔ حاضر، امکان تفکیک داده‌ها به دو رژیم «وضعیت عقلایی» و «وضعیت رمه‌ای» را فراهم می‌آورد.

برای تابع انتقال مدل ($G(z_t, \gamma, \kappa)$)، می‌توان از دو تصریح لاجیستیک (LSTR) و نمایی (ESTR) استفاده کرد. انتخاب بین این دو الگو از طریق آزمون «تراسویرتا»[1] (۱۹۹۴) امکان‌پذیر است (بکمن و همکاران[2] (۲۰۱۵)).

$$G(z_t, \gamma, \kappa) = 1 - \exp\left(-\gamma (z_t - \kappa)^2 / \sigma_z\right), \qquad \gamma > 0 \quad (۵$$

$$G(z_t, \gamma, \kappa) = \left(1 + \exp\left(-\gamma (z_t - \kappa)\right) / \sigma_z\right)^{-1}, \qquad \gamma > 0 \quad (۶$$

---

1. Teräsvirta
2. Beckman et al.

رابطهٔ ۵ نشان‌دهندهٔ تصریح نمایی تابع انتقال و معادلهٔ ۶ نیز بیانگر تصریح لاجستیک این تابع است. در این دو معادله، z_t، متغیر انتقال (که در این مطالعه متغیر رشد حجم نقدینگی یا m_{t-d} است)، κ پارامتر موقعیت (که می‌تواند به‌عنوان مقدار آستانه‌ای تفسیر شود) و γ، ضریب هموارسازی است. در رابطهٔ فوق، برای این‌که پارامتر γ عاری از مقیاس باشد، مطابق پیشنهاد تراسویرتا (۱۹۹۸) این پارامتر بر انحراف معیار متغیر انتقال σ_{z_t} تقسیم شده است.

از آنجایی‌که روش استفاده شده در این تحقیق، یک روش غیرخطی است، لازم است پیش از برآورد مدل، ضرورت استفاده از روش غیرخطی یا به‌عبارت دیگر، وجود الگوی غیرخطی در داده‌ها را با بهره‌گیری از آزمون‌های آماری مناسب، مورد بررسی قرار دهیم. برای آزمون خطی بودن رابطهٔ بین متغیرها در معادلهٔ ۳، می‌توان به‌راحتی آزمون کرد که آیا $\mu_2 = 0, \delta_2 = 0, \xi_2 = 0$ برقرار است یا خیر؛ درواقع زمانی‌که این سه ضریب برابر صفر باشند، معادلهٔ ۳، تبدیل به یک معادلهٔ خطی (یا همان معادلهٔ ۱) خواهد شد. اما مسأله‌ای که وجود دارد این است که پارامترهای κ و γ در فرضیهٔ صفر آزمون که دلالت بر خطی بودن داده‌ها دارد، تعریف شده[1] نیستند؛ بنابراین نمی‌توان از آزمون معمولی والد و آمارهٔ F برای بررسی خطی بودن الگوی داده‌ها استفاده کرد. «لوککنون»، «سیکونن» و «تراسویرتا»[2] (۱۹۸۸) با استفاده از بسط مرتبهٔ سوم تیلور، معادلهٔ ۱ را به معادلهٔ خطی زیر تبدیل کرده و امکان آزمون غیرخطی بودن را فراهم می‌کنند[3].

$$S_t = \varphi_{00} + \varphi_{01}|r_{m,t}| + \varphi_{02}r_{m,t}^2 + \varphi_{11}z_t + \varphi_{12}|r_{m,t}|z_t + \varphi_{13}r_{m,t}^2 z_t + \ldots$$
$$\varphi_{21}z_t^2 + \varphi_{22}|r_{m,t}|z_t^2 + \varphi_{23}r_{m,t}^2 z_t^2 + \varphi_{31}z_t^3 + \varphi_{32}|r_{m,t}|z_t^3 + \varphi_{33}r_{m,t}^2 z_t^3 + \varepsilon_t \quad (۷$$

براساس معادلهٔ ۷، می‌توانیم فرضیهٔ صفر خطی بودن را در مقابل فرضیهٔ غیرخطی بودن آزمون کنیم. در صورتی که الگوی داده‌ها خطی باشد باید در عبارت فوق، $\varphi_{1i} = 0, \varphi_{2i} = 0, \varphi_{3i} = 0$ برابر صفر باشند؛ بنابراین فرضیهٔ صفر و فرضیهٔ مخالف آزمون به‌شکل زیر خواهد بود:

$$H_0 : \varphi_{1i} = \varphi_{2i} = \varphi_{3i} = 0, \quad i = 1,2,3$$
$$H_1 : \text{at least one} \quad \varphi_{ji} \neq 0, \quad i = 1,2,3 \qquad j = 1,2,3 \quad (۸$$

آزمون فوق، دارای یک توزیع کای دو با ۹ درجهٔ آزادی خواهد بود. آزمون غیرخطی بودن، علاوه‌بر این‌که در انتخاب بین مدل خطی و غیرخطی می‌تواند به ما کمک کند، در انتخاب بهترین متغیر آستانه‌ای نیز می‌تواند مفید باشد. همان‌طورکه در بالا به آن اشاره شد، متغیر m_{t-d}، متغیر انتقالی خواهد بود که در این مطالعه از آن استفاده خواهد شد. اما مسأله‌ای که وجود دارد، کدام وقفه از این متغیر را به‌عنوان متغیر انتقال استفاده کنیم (تعیین مقدار d). برای این‌که بتوانیم، بهترین متغیر را به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب کنیم، از وقفهٔ یک تا وقفهٔ ۶ متغیر m_t را

---

[1]. Not Identified

[2]. Luukkonen, Saikkonen and Terasvirta

[3]. در برخی از مطالعات برای انجام آزمون غیرخطی بودن، از آزمون‌هایی مانند BDS استفاده شده است. باید توجه‌داشت که در این آزمون‌ها در فرضیهٔ مخالف، شکل غیرخطی بودن داده‌ها مشخص نیست و این آزمون‌ها صرفاً نشان می‌دهند که داده‌ها دارای رفتار غیرخطی هستند. در آزمونی که در این مطالعه انجام شده، فرضیهٔ صفر خطی بودن، در مقابل فرضیهٔ مخالف از نوع STR آزمون شده است. درواقع در این آزمون مشخص می‌شود که آیا چنین مدلی (STR) می‌تواند برای داده‌ها مناسب باشد یا خیر.

به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب کرده و مقدار آمارهٔ آزمون LM را در معادلات ۷ و ۸ محاسبه می‌کنیم. هر وقفه‌ای از متغیر m_t که باعث شود، مقدار آمارهٔ LM حداکثر شود، به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهد شد (ون‌دیک[1]، ۱۹۹۹).

۲-۳. داده‌های تحقیق

داده‌های استفاده شده در این تحقیق شامل داده‌های ماهانهٔ بازار سهام در بازهٔ فروردین ۱۳۸۸:۰۱ تا اسفند ۱۳۹۹:۱۲ است. تعداد شرکت‌های لحاظ شده برای محاسبات مربوط به پراکندگی بازدهی سهم‌ها حول بازدهی بازار در هر دوره متفاوت است و شامل تمامی شرکت‌هایی است که در آن دوره دارای نماد باز بوده و در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده‌اند. برای محاسبهٔ بازدهی سهم‌ها و بازار نیز از رابطهٔ زیر استفاده شده است:

$$r_t = \left(\frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \right) * 100 \qquad (۹$$

که در آن، r_t بازده سهام یا بازار در دورهٔ t و p_t سطح قیمت در دورهٔ t است.

لازم به ذکر است، متغیر انتقالی که در این مطالعه از آن استفاده شده، متغیر نرخ رشد نقدینگی (به‌عنوان نمایندهٔ سیاست پولی) است. داده‌های قیمت سهام از بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های نقدینگی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. لازم به ذکر است که برای برآورد مدل از نرم‌افزارهای ایویوز[2] و رتز[3] استفاده شده است.

٤. تحلیل‌های تجربی

جدول ۱، خلاصه‌ای از آمار توصیفی مربوط به متغیرهای اصلی تحقیق را نشان می‌دهد. در این جدول، به مواردی هم‌چون: میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی و آزمون نرمال بودن داده‌ها اشاره شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی

Tab. 1: Descriptive statistics

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آزمون نرمال بودن*
m	۰/۰۲۱	۰/۰۲۰	۰/۱۱۲	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	۲/۵۸۶	۱۷/۷۷۵	۱،۵۰۰ (۰/۰۰۰)
r_m	۰/۰۳۸	۰/۰۲۵	۰/۵۰۸	-۰/۲۰۰	۰/۰۹۳	۱/۷۴۹	۹/۰۷۰	۳۰۰/۶ (۰/۰۰۰)
S	۰/۰۱۶	۰/۰۱۵	۰/۰۲۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۸۵۸	۲/۹۸۹	۱۸/۰۵ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

*: برای آزمون نرمال بودن، از آزمون Jarque-Bera استفاده شده است. اعداد داخل پرانتز، نشان‌دهندهٔ ارزش احتمال هستند.

[1]. Van Dijk
[2]. Eviews
[3]. WinRats

همان‌طورکه نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، پراکندگی روزانه بازدهی سهم‌های بازار، حول میانگین این بازار، به‌طور متوسط حدود ۰/۰۱۶ است. این عدد هرچه‌قدر به عدد صفر نزدیک‌تر باشد به این‌معنی است که افراد برای خرید سهام، صرفاً به روند بازار توجه دارند و ویژگی‌های فردی سهم‌ها مدنظر سرمایه‌گذاران نیست. با فاصله گرفتن از عدد صفر، رفتار رمه‌ای کاهش‌یافته و بیانگر توجه سرمایه‌گذاران به ارزش سهم‌ها به‌صورت جداگانه است. حداقل این متغیر طی بازهٔ مورد بررسی، نزدیک به عدد صفر بوده (۰/۰۰۹) و حداکثر آن رقمی حدود ۰/۰۲۹ است. این‌که این متغیر در برخی از بازه‌ها، مقداری نزدیک به صفر را اختیار نموده، حائز اهمیت است؛ چراکه ممکن است در نتیجه رفتار رمه‌ای رخ‌داده باشد.

میانگین بازدهی بازار در دورهٔ مورد بررسی به‌صورت میانگین برابر ۰/۰۳۸ بوده است؛ به عبارت دیگر، روند کلی بورس طی سال‌های اخیر صعودی بوده است و به‌طور میانگین ماهانه ۳/۸٪ رشد شاخص کل را تجربه نموده است.

متغیر رشد نقدینگی نیز به‌طور میانگین در هر ماه حدود ۲/۱٪ بوده است که معادل حدوداً رشد نقدینگی ۲۵٪ در سال است. بالاترین نرخ رشد نقدینگی برابر ۱۱/۲٪ بوده که در اسفند سال ۱۳۹۲ رخ داده است. پایین‌ترین مقدار آن نیز برابر ۱/۱-٪ است که مربوط به فروردین سال ۱۳۸۸ است. نکتهٔ جالب‌توجه در نتایج به‌دست آمده این است که هیچ‌یک از داده‌های تحقیق نرمال نیستند و از توزیعی غیر از توزیع نرمال پیروی می‌کنند[۱].

اولین مرحله در تحلیل‌های سری زمانی بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق است. عدم ایستایی متغیرها علاوه‌بر اینکه می‌تواند منجر به مشکلاتی مانند رگرسیون کاذب شود، استفاده از قضیهٔ حد مرکزی که یک قضیهٔ اساسی در تجزیه و تحلیل آماری است را نیز با مشکل مواجه می‌کند. بررسی ایستایی متغیرها حاکی از آن است که همهٔ متغیرهای این تحقیق در سطح ایستا هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته

Tab. 2: The results of ADF unit root test

متغیر	مقدار آماره	ارزش احتمال
m	-۱۲/۱۱	۰/۰۰۰
r_m	-۷/۶۷	۰/۰۰۰
S	-۳/۳۵	۰/۰۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق.

از آنجایی‌که روش مورد استفاده در این تحقیق، یک روش غیرخطی است و برآورد روش‌های غیرخطی نیازمند ورود به برخی پیچیدگی‌های مربوط به مسأله بهینه‌سازی است، لازم است پیش از برآورد این مدل، از وجود رفتار غیرخطی در داده‌های تحقیق (یا رابطهٔ بین متغیرها) مطمئن شویم. برای این‌منظور، همان‌طورکه در بخش روش

[۱] لازم به ذکر است که غیرنرمال بودن توزیع داده‌ها هیچ‌گونه مشکلی را برای تحلیل‌های بعدی ایجاد نمی‌کند؛ چراکه هیچ فرضی مبنی‌بر نرمال بودن داده‌های تحقیق وجود ندارد. فرض نرمال بودن، صرفاً در مورد جملات خطای رگرسیون است و درمورد خود متغیرهای استفاده شده در تحقیق نیست.

تحقیق عنوان شد، از روش لوککنون و همکاران (۱۹۸۸) استفاده می‌شود. جدول ۳، نتایج مربوط به آزمون غیرخطی بودن رابطهٔ بین متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج آزمون غیرخطی بودن

Tab. 3: Nonlinearity test results

وقفه	۱	۲	۳*	۴	۵	۶
مقدار آمارهٔ LM	۱/۴۲	۲/۴۹	۳/۶۹	۳/۵۶	۲/۵۱	۲/۷۹
ارزش احتمال	۰/۱۸	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰

*: وقفهٔ بهینه برای متغیر انتقال (منبع: یافته‌های تحقیق).

همان‌طورکه در جدول ۳ مشاهده می‌شود، به‌جز وقفهٔ مرتبهٔ اول متغیر رشد نقدینگی که فرضیهٔ صفر خطی بودن برای آن رد نشده، برای مابقی وقفه‌های این متغیر (که به‌عنوان متغیر آستانه بررسی شده‌اند) فرضیهٔ صفر خطی بودن رد شده است. مطابق پیشنهاد تراویسترا (۱۹۹۸) از میان متغیرهای بررسی شده، متغیری به‌عنوان متغیر آستانه انتخاب می‌شود که فرضیهٔ صفر خطی بودن را با اطمینان بیشتری رد کند. این مهم برای وقفهٔ سوم متغیر نرخ رشد نقدینگی رخ داده است. بر این‌اساس، متغیر آستانه‌ای که در ادامه از آن استفاده خواهد شد، وقفهٔ سوم متغیر نرخ رشد نقدینگی خواهد بود. این‌که وقفهٔ سوم متغیر نرخ رشد نقدینگی به‌عنوان متغیر آستانهٔ مناسب انتخاب می‌شود تا حد زیادی قابل‌توجیه است؛ اول این‌که، داده‌های نرخ رشد نقدینگی معمولاً با کمی وقفه منتشر می‌شوند و بنابراین اثرگذاری نقدینگی بر انتظارات فعالان بازار سهام با اندکی تأخیر صورت می‌گیرد. از طرف دیگر، اثر نقدینگی بر دیگر متغیرهای اقتصادی نیز معمولاً با وقفهٔ چند ماهه اتفاق می‌افتد؛ بنابراین طبیعی است که وقفهٔ سوم این متغیر به‌عنوان متغیر آستانه‌ی انتخاب شود.

پس از انتخاب متغیر آستانه مناسب، در مرحلهٔ بعد، ضروری است که نوع تابع انتقال (ESTR یا LSTR) انتخاب شود. برای این‌منظور از آزمون ترتیبی تراسویرتا (۱۹۹۴) استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۴ گزارش شده است. همان‌طورکه در این جدول مشاهده می‌شود از میان سه آزمونی که در این جدول گزارش شده، فرضیهٔ صفر آزمون شمارهٔ ۱ و آزمون شمارهٔ ۳ رد شده‌اند و این نشان می‌دهد که تابع انتقال مناسب تابع انتقال از نوع لاجستیک است. در صورتی‌که فرضیهٔ H۳ رد نمی‌شد و فرضیهٔ H۲ رد می‌شد، در این صورت مدل ESTR مناسب‌تر بود.

جدول ٤: نتایج آزمون انتخاب نوع تابع انتقال

Tab. 4:The results of transfer function type selection

آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال
H_1	۷/۶۶	۰/۰۰۰
H_2	۰/۵۳	۰/۶۶

H_3	۲/۳۳	۰/۰۷۷

منبع: یافته‌های تحقیق

پیش از این‌که، نتایج مربوط به برآورد معادلهٔ شمارهٔ ۳ و ۴ ارائه شود، به‌منظور مقایسه، ابتدا معادلهٔ شمارهٔ ۱، به روش خطی برآورد می‌شود و سپس نتایج مدل غیرخطی ارائه می‌شود. همان‌طورکه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، شواهدی از رفتار رمه‌ای در بازار مشاهده می‌شود. ضریب $|r_{m,t}|$ مثبت و معنی‌دار بوده و ضریب $r_{m,t}^2$ نیز منفی و معنی‌دار است؛ همان‌طورکه پیشتر نیز عنوان شد، چنین نتیجه‌ای دال‌بر رفتار رمه‌ای در بازار است.

جدول ۵: بررسی رفتار رمه‌ای با استفاده از روش خطی

Tab. 5: Investigating herd behavior using the linear model

متغیر	ضریب	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰
$\|r_{m,t}\|$	۰/۰۴۹	۰/۰۰۰
$r_{m,t}^2$	-۰/۰۴۶	۰/۰۳۱
نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH Test)		
مقدار آماره	تعداد وقفه	ارزش احتمال
۲۴/۶۸	۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق.

بررسی جملات خطای رگرسیون جدول ۵، حاکی از وجود ناهمسانی واریانس شرطی است. به‌عبارت دیگر، نتایج رگرسیون فوق، فاقد اعتبار است؛ بنابراین برای نتیجه‌گیری صحیح درخصوص رگرسیون فوق لازم است که مسأله ناهمسانی واریانس شرطی را هم در رگرسیون مد نظر قرار دهیم. نتایج برآورد مدل با لحاظ الگوی گارچ در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ٦: بررسی رفتار رمه‌ای با استفاده از روش خطی با الگوی گارچ

Tab. 6: Investigating herd behavior using the linear GARCH model

متغیر	ضریب	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰
$\|r_{m,t}\|$	۰/۰۰۲	۰/۶۵۶
$r_{m,t}^2$	۰/۰۷۸	۰/۰۰۰
بخش GARCH		
عرض از مبدأ	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳
ε_{t-1}^2	۰/۸۳	۰/۰۰۲

h_{t-1}	۰/۱۶	۰/۳۵۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با لحاظ الگوی گارچ برای جملات خطای مدل، نتایج مدل به کلی تغییر پیدا کرده و ضرایب متغیرهای مدل، حاکی از عدم وجود رفتار رمه‌ای در بازار است. یکی از دلایلی که می‌تواند منجر به چنین نتیجه‌گیری شود، مسأله رفتار غیرخطی است. درواقع، رفتار رمه‌ای در برخی از دوره‌ها ممکن است وجود داشته باشد و در برخی دوره‌های دیگر چنین رفتاری را در بازار شاهد نباشیم. بر این اساس، اگر مدل را خطی درنظر بگیریم ممکن است منجر به نتایج نادرست شود. نتایج برآورد مدل (معادلات شمارهٔ ۳ و ۴) با استفاده از روش STR-GARCH(۱,۱)[۱] و با درنظر گرفتن وقفهٔ سوم متغیر رشد نقدینگی به‌عنوان متغیر انتقال، در جدول ۷ گزارش شده است. روش رایج برای برآورد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم، استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[۲] است. اما از آنجایی‌که در این تحقیق، اجزای خطای مدل دارای الگوی ناهم‌سانی واریانس شرطی هستند، نمی‌توان از این روش استفاده کرد. به‌دلیل پیچیدگی ترکیب مدل STR با مدل GARCH برای برآورد مدل، ابتدا بخش میانگین با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد شده است تا برآوردهای اولیه‌ای از پارامترهای بخش میانگین به‌دست آید. در مرحلهٔ بعدی همهٔ پارامترها به‌صورت هم‌زمان با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد شده‌اند. برای تخمین پارامترها در چارچوب روش حداکثر راستنمایی نیز از ترکیب روش‌های Simplex و BFGS استفاده شده است. از روش Simplex برای حرکت به‌سمت نقطهٔ ماکزیمم مطلق تابع راستنمایی و از روش BFGS برای پیدا کردن دقیق ماکزیمم مطلق و هم‌چنین برآورد انحراف معیار ضرایب استفاده شده است. هم‌چنین برای مقابله با هر گونه خودهم‌بستگی احتمالی در مدل، از برآوردگر Newey-West برای محاسبهٔ انحراف معیار ضرایب استفاده شده است.

جدول ۷: بررسی رفتار رمه‌ای با استفاده از روش غیرخطی انتقال ملایم با الگوی گارچ

Tab. 7: Investigating herd behavior using the nonlinear STR-GARCH model

متغیر	ضریب	ارزش احتمال
رژیم ۱ (بخش خطی)		
عرض از مبدأ	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰
$\lvert r_{m,t} \rvert$	۰/۰۳۷	۰/۰۰۰
$r_{m,t}^2$	-۰/۰۲۳	۰/۱۶۹
بخش غیرخطی		
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۰

۱. برای تعیین مرتبهٔ گارچ از آماره اطلاعاتی آکاییک استفاده شده است. فارغ از این، در مطالعات متعدد من جمله، مطالعهٔ «هنسن» و «لونده» (۲۰۰۵) نشان داده شده است که مدل GARCH(۱,۱) عملکرد بهتری در مقایسه با سایر مدل‌های گارچ دارد.

2. Nonlinear Least Squares

$\lvert r_{m,t}\rvert$	۰/۰۳۳	۰/۰۰۰
$r_{m,t}^2$	-۰/۰۹۸	۰/۰۰۰
بخش GARCH		
عرض از مبدأ	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰
ε_{t-1}^2	۰/۵۷۳	۰/۰۰۰
h_{t-1}	۰/۳۸۸	۰/۰۰۲
پارامترهای سرعت انتقال و آستانه		
مقدار آستانه (پارامتر موقعیت)	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰
سرعت انتقال (ضریب هموارسازی)	۷۶۳/۶۷	۰/۰۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

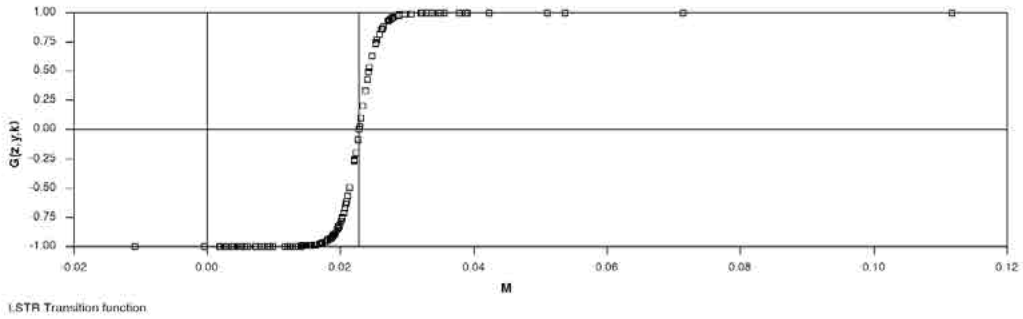
نتایج مدل رگرسیون انتقال ملایم را باید در دو رژیم مختلف ارزیابی کرد. ضرایب رژیم اول همان ضرایب بخش خطی است و ضرایب رژیم دوم نیز از مجموع ضرایب بخش خطی و غیرخطی به‌دست می‌آید. همان‌طورکه نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد، در رژیم ۱، شاهد رفتار عقلایی هستیم و هیچ اثری از رفتار رمه‌ای مشاهده نمی‌شود. در این رژیم، ضریب $\lvert r_{m,t}\rvert$ مثبت و معنی‌دار است اما ضریب $r_{m,t}^2$ باوجود این‌که منفی است، به‌لحاظ آماری بی‌معنی بوده و بنابراین غیرقابل تفسیر است. در رژیم دوم که ضرایب آن از مجموع ضرایب بخش خطی و غیرخطی به‌دست می‌آید شاهد رفتار رمه‌ای هستیم. ضریب $\lvert r_{m,t}\rvert$ در این رژیم مثبت و معنی‌دار بوده و ضریب $r_{m,t}^2$ نیز منفی و معنی‌دار است. همان‌طورکه پیش‌تر نیز ذکر شد، زمانی‌که شاهد یک رابطهٔ درجهٔ دوم (سهمی معکوس) بین $\lvert r_{m,t}\rvert$ و S_t هستیم، شواهدی از رفتار رمه‌ای در بازار وجود خواهد داشت.

نکتهٔ قابل‌توجه در نتایج به‌دست آمده این است که تفکیک رژیم‌ها براساس متغیر آستانه (یا انتقال) نرخ رشد نقدینگی (وقفهٔ سوم) انجام شده است. مقدار آستانهٔ به‌دست آمده برای تفکیک رژیم‌ها برابر ۰/۰۲۳ (۲/۳٪ رشد ماهانهٔ نقدینگی) است. به بیان بهتر، زمانی که مقدار نرخ رشد نقدینگی از عدد ۲/۳٪ ماهانه (معادل حدوداً ۳۱٪ سالانه) فراتر می‌رود، تغییر در رژیم اتفاق می‌افتد و از رژیم یک به رژیم دو منتقل می‌شویم. تفسیر این نتیجه، این است که با افزایش شدید در نقدینگی، رفتار فعالان اقتصادی تغییر پیدا کرده و به‌جای تصمیم‌گیری عقلایی درخصوص ارزندگی سهم‌ها اقدام به تصمیم‌گیری برمبنای سمت و سوی بازار کرده و مرتکب رفتار رمه‌ای می‌شوند. به بیان ریاضی، از رژیم یک که رژیم رفتار عقلایی است به رژیم دوم که رژیم رفتار رمه‌ای است منتقل می‌شویم.

مقدار ضریب هموارسازی یا سرعت انتقال برابر ۷۶۳/۶۷ بوده است که نشان‌دهندهٔ سرعت بالای انتقال از رژیم یک به رژیم دو است[۱]؛ به‌عبارت دیگر، زمانی‌که نرخ رشد نقدینگی از مقدار آستانه فراتر می‌رود، تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران بازار سهام تقریباً به سرعت اتفاق می‌افتد. نمودار ۲، مقادیر تابع انتقال را به ازای مقادیر مختلف متغیر

۱. سرعت بالای انتقال بین رژیم‌ها نشان می‌دهد که مدل STR به مدل TR (Threshold Regression) میل می‌کند. البته این اتفاق زمانی به صورت کامل رخ می‌دهد که سرعت انتقال برابر بی‌نهایت باشد. در اینجا سرعت انتقال بالا است. اما همچنان در مقایسه با مدل TR با سرعت کمتر رخ می‌دهد.

آستانه‌ای را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در این نمودار مشاهده می‌شود، تغییر در رژیم با سرعت نسبتاً زیادی انجام می‌شود. هم‌چنین تقریباً تا زمانی‌که نرخ رشد نقدینگی زیر ۲٪ در ماه است، به‌طور کامل در رژیم یک یا همان رژیم رفتار عقلایی هستیم و پس از عبور از این مقدار است که به مرور از رژیم یک به رژیم دو منتقل می‌شویم. انتقال به رژیم با رفتار رمه‌ای نیز در نرخ‌های بالای ۳٪ به‌طور کامل انجام می‌شود و برای چنین نرخ‌هایی به‌طور کامل شاهد رفتار رمه‌ای در بازار هستیم.



نمودار ۲: مقادیر تابع انتقال (منبع: یافته‌های تحقیق).

Diag. 2: Transfer function values (source: research findings).

۵. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، بررسی اثر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای است. از آنجایی‌که رفتار رمه‌ای به‌صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست و صرفاً می‌توان براساس یک‌سری رویکردهای رگرسیونی اقدام به شناسایی آن کرد، نمی‌توان اثر سیاست پولی را بر آن به‌صورت مستقیم مورد ارزیابی قرار داد. در این مطالعه، راهکاری که بدین‌منظور استفاده شده، استفاده از رویکرد غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم است. استفاده از این رویکرد دو مزیت به همراه دارد؛ اولاً براساس آن می‌توان رفتار رمه‌ای متغیر طی زمان را شناسایی کرد، و ثانیاً می‌توان اثر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای را مورد ارزیابی قرار داد. در این‌راستا، می‌توان متغیر سیاست پولی را به‌عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده کرد. در صورتی‌که در یکی از رژیم‌ها رفتار عقلایی را شاهد باشیم و در دیگری شواهدی از رفتار رمه‌ای را پیدا کنیم، می‌توانیم به اثرگذاری سیاست پولی بر وقوع رفتار رمه‌ای پی‌ببریم؛ چراکه تغییر در مقدار متغیر سیاست پولی، باعث تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران شده و سبب انتقال رفتار آن‌ها از عقلایی به رمه‌ای می‌شود.

در این مطالعه، برای برآورد مدل اصلی تحقیق، از داده‌های ماهانه در بازهٔ فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۹ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران، دارای یک رفتار متغیر طی زمان است و الگوی خطی برای بررسی چنین رفتاری مناسب نیست؛ هم‌چنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که براساس مقادیر مختلف متغیر رشد نقدینگی، شاهد تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران هستیم، به‌نحوی‌که برای مقادیر رشد نقدینگی ماهانه کوچک‌تر از ۲/۳٪، شاهد رفتار عقلایی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری هستیم، اما با افزایش نرخ رشد تقدینگی و عبور از این آستانه، به مرور، رفتار رمه‌ای رفتار غالب در بازار سهام می‌شود.

نتایج حاصل از این تحقیق، کاملاً هم‌راستا با مطالعات پیشین است که در خارج از کشور انجام شده است. از بین این مطالعات به می‌توان به مطالعهٔ کروکیدا و همکاران (۲۰۲۰) و گونگ و دای (۲۰۱۷) اشاره کرد که در آن محققین به این نتیجه رسیده بودند، که سیاست پولی انبساطی می‌تواند مسبب شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام باشد. درواقع، سیاست پولی به‌دلیل نقش پر اهمیتی که در اقتصاد دارد، دارای ویژگی هماهنگ‌کنندهٔ بین فعالان بازار سهام است و درصورتی‌که به‌شکل پیش‌بینی نشده‌ای اجرا شود، می‌تواند با غافل‌گیر کردن سرمایه‌گذاران، شرایط نااطمینانی که بستر لازم برای شکل‌گیری رفتار رمه‌ای است را فراهم کند. درواقع، تغییرات بزرگ و پیش‌بینی نشده در سیاست پولی وقتی که به‌عنوان یک بستهٔ اطلاعات عمومی وارد بازار می‌شود و در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، باعث ایجاد هیجان در سرمایه‌گذاران شده و آن‌ها را مجبور به تصمیم‌گیری در کمترین زمان ممکن درخصوص پیامدهای خبر مرتبط با سیاست پولی می‌کند. از آنجا که کسب اطلاعات دقیق درخصوص پیامدهای خبر منتشر شده، هم به‌لحاظ سطح توانایی و هم به‌لحاظ زمان برای همهٔ سرمایه‌گذاران مقدور نیست، بسیاری از سرمایه‌گذاران ترجیح خواهند داد که در راستای جمع رفتار کنند که نتیجهٔ آن نیز شکل‌گیری رفتار رمه‌ای است.

براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان اظهار کرد که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور باید در اجرای سیاست‌های پولی بالأخص سیاست پولی انبساطی با احتیاط عمل نمایند؛ چراکه عبور نرخ رشد نقدینگی از حد آستانه‌ای منجر به شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در سرمایه‌گذاران بازار سرمایه می‌شود. با توجه به این‌که در صورت ایجاد رفتار رمه‌ای، سرمایه‌گذاران صرفاً از پیش‌بینی‌ها و تحلیل‌های دیگران بدون استفاده از اطلاعات مهم بنیادی در دسترس شرکت‌ها و صنایع استفاده می‌کنند، شکل‌گیری چنین رفتاری برای بازار سرمایه و در نتیجه اقتصاد کشور می‌تواند آثار منفی متعددی داشته باشد. هم‌چنین سیاست‌گذار اقتصادی می‌تواند از سیاست پولی در جهت کنترل رفتار رمه‌ای در بازار سهام استفاده کند؛ درصورتی‌که سیاست‌گذار رفتار رمه‌ای را در بازار مشاهده کند، می‌تواند با اعمال سیاست‌های پولی انقباضی، به کاهش رفتار رمه‌ای و بازگشت سرمایه‌گذاران به رژیم عقلایی کمک کند.

سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نگارندهٔ اول در دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه استخراج شده است. بدین‌وسیله از تمام کسانی که در انتخاب موضوع و مسائل فنی مقاله، به‌ویژه تخمین مدل‌ها یاری‌گر نویسندگان بوده‌اند، صمیمانه تشکر می‌نماییم.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش مقاله برعهدهٔ نویسندهٔ اول و با راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسندهٔ سوم صورت گرفته است.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– ابراهیمی‌سروعلیا؛ محمدحسن، (۱۳۹۶). «عوامل تعیین‌کننده رفتار سهامداران جزء در بورس اوراق بهادار تهران برمبنای مدلسازی معادلات ساختاری». *دانش سرمایه‌گذاری*، ۶ (۲۲): ۱۳۱–۱۴۵.

– خداپرست‌شیرازی، جلیل؛ سیرانی، محمد؛ و ابوالفتحی، سمیه، (۱۳۹۰). «عوامل مؤثر بر بروز رفتار جمعی بین سهامداران عادی بورس اوراق بهادار تهران». *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)*، ۳ (۱۱): ۷۸–۱۰۷.

- Adrian, T. & Shin, H. S., (2009). “Money, liquidity, and monetary policy”. *American Economic Review*, *99*(2): 600-605. Doi: 10.1257/aer.99.2.600.

- Apergis, N.; Christou, C.; Hayat, T. & Saeed, T., (2020). “U.S. Monetary Policy and Herding: Evidence from Commodity Markets”. *Atlantic Economic Journal*, Springer; International Atlantic Economic Society, 48(3): 355-374. Doi: 10.1007/s11293-020-09680-4.

- Banerjee, A. V., (1992). “A simple model of herd behavior”. *The quarterly journal of economics*, *107*(3): 797-817.

- Beckmann, J.; Berger, T. & Czudaj, R., (2015). “Does gold act as a hedge or a safe haven for stocks? A smooth transition approach”. *Economic Modelling*, 48: 16-24. Doi: 10.1016/j.econmod.2014.10.044.

- Bernanke, B. S. & Gertler, M., (1995). *Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission* (No. w5146). National bureau of economic research.

- Bernanke, B. & Kuttner, K., (2005). “What explains the stock Market’s reaction to Federal Reserve Policy?”. *Journal of Finance*, 60(10): 1221–1257.

- Bikhchandani, S. & Sharma, S., (2000). “Herd behavior in financial markets”. *IMF Staff Papers,* 47(2): 279-310.

- Bikhchandani, S.; Hirshleifer, D. & Welch, I., (1992). “A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades”. *Journal of political Economy*, *100*(5): 992-1026.

- Brennan, M., (1990). “Agency and Asset Prices”. *Finance Working Paper*, No. 6-93.

- Chang, E. C.; Cheng, J. W. & Khorana, A., (2000). "An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective". *Journal of Banking & Finance*, *24*(10): 1651-1679.

- Cont, R. & Bouchaud, J. P., (2000). "Herd behavior and aggregate fluctuations in financial markets". *Macroeconomic dynamics*, *4*(2): 170-196. Doi: 10.1017/s1365100500015029.

- Devenow, A. & Welch, I., (1996). "Rational herding in financial economics". *Eur. Econ. Rev*. 40 (3–5): 603-615.

- Ebeahimi Sarve Olia, M. H.; Babajani, J.; Hanafizadeh, P. & Ebadpour, B., (2017). "Assessment of the behavioral determinants of individual investors in Tehran Stock Exchange based on structural equation modeling". *Investment Khnowledg,* 6(22): 131-146. [In persian]

- Fama, E. F., (1965). "The behavior of stock-market prices". *The journal of Business*, 38(1): 34-105.

- Galariotis, E.; Makrichoriti, P. & Spyrou, S., (2018). "The impact of conventional and unconventional monetary policy on expectations and sentiment". *J. Bank. Finance* 86: 1–20. Doi: 10.1016/j.jbankfin.2017.08.014.

- Gleason, K. C.; Mathur, I. & Peterson, M. A., (2004). "Analysis of intraday herding behavior among the sector ETFs". *J. Emp. Finance,* 11: 681-694. Doi: 10.1016/j.jempfin.2003.06.003.

- Gong, P. & Dai, J., (2017). "Monetary policy, exchange rate fluctuation, and herding behavior in the stock market". *Journal of Business Research*, 76: 34-43. Doi: 10.1016/j.jbusres.2017.02.018

- Hansen, P. R. & Lunde, A., (2005). "A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1, 1)?". *Journal of applied econometrics*, *20*(7): 873-889. Doi: 10.1002/jae.800

- Hirshleifer, D.; Teoh, H. S., (2003). "Herd behavior and cascading in capital markets: a review and synthesis". *Eur. Financ. Manag*. 9 (1): 25-66. Doi: 10.1111/1468-36X.00207

- Hwang, S. & Salmon, M., (2004). "Market stress and herding". *Journal of Empirical Finance*, 11(4): 585-616. Doi: 10.1016/j.jempfin.2004.04.003

- Hwang, S. & Salmon, M., (2009). Overconfidence, sentiment and beta herding (February 27, 2017). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=299919

- Jafari, F.; Tehrani, R. & Abbasian, E., (2019). "Impacts of Economic Variables on Herding Behavior in Tehran Stock Exchange Industries". *Journal of Money and Economy*, 14 (3): 317-333.

- Jurkatis, S.; Kremer, S. & Nautz, D., (2012). "Correlated trades and herd behavior in the stock market". SFB 649 Discussion Paper, No. 2012-035, Humboldt University of Berlin, Collaborative Research Center 649 - Economic Risk, Berlin.

- Kizys, R.; Tzouvanas, P. & Donadelli, M., (2021). "From COVID-19 herd immunity to investor herding in international stockmarkets: The role of government and regulatory restrictions". *International Review of Financial Analysis*, 74: 101663. Doi: 10.1016/j.irfa.2021.101663

- Khaodaparast Shirazi, J.; Sayrani, M. & Abolfathi, S., (2010). "The characteristics of stocks on herding behavior in Tehran stock exchange corporations". *The Financial Accounting and Aduting Researches*, 3(11): 87-108. [In persian]

- Kremer, S. & Nautz, D., (2013). "Short-term herding of institutional traders: new evidence from the german stock market". *Eur. Financ. Manag*. 19 (4): 730-746. Doi: 10.1111/j.1468-036X.2011.00607.x

- Krokida, S.; Makrychoriti, P. & Spyrou, S., (2020). "Monetary policy and herd behavior: International evidence". *Journal of Economic Behavior and Organization*, 170: 386–417. Doi: 10.1016/j.jebo.2019.12.018

- Loayza, N. & Schmidt-Hebbel, K., (2002). "Monetary policy functions and transmission mechanisms: an overview". *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, 1: 1-20.

- Loisel, O.; Pommeret, A. & Portier, F., (2008). "Monetary policy and herd behavior in new-tech investment". 2008 Meeting Papers, *Review of Economic Dynamics*.

- Lutz, C., (2015). "The impact of conventional and unconventional monetary policy on investor sentiment". *J. Bank. Finance* 61: 89-105. Doi: 10.1016/j.jbankfin.2015.08.019

- Luukkonen, R.; Saikkonen, P. & Teräsvirta, T., (1988). "Testing linearity against smooth transition autoregressive models". *Biometrika*, *75*(3): 491-499.

- Lux, T., (1995). "Herd behavior, bubbles and crashes". *Economic Journal*, 105(431): 881-896.

- Mand, A. A.; Janor, H.; Rahim, R. A. & Sarmidi, T., (2018). "Determinants of herding behavior in malaysian stock market". *Int.J.Eco. Res*, 9 (1): 75-86.

- Mandelbrot, B. B. & Mandelbrot, B. B., (1997). *The variation of certain speculative prices* (pp. 371-418). Springer New York.

- Meltzer, A. H., (1995). "Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective". *Journal of economic perspectives*, *9*(4): 49-72.

- My, T. N. & Truong, H. H., (2011). "Herding Behavior in an Emerging Stock Market: Empirical Evidence from Vietnam". *Research Journal of Business Management*, 5: 51-76. Doi: 10.3923/rjbm.2011.51.76

- Nair, A. M.; Balasubramanian, D. & Yermal, L., (2017). "Factors Influencing Herding Behavior Among Indian Stock Investors". *International Conference on Data Management*, Analytics and Innovation (ICDMAI) Zeal Education Society, Pune, India, Feb 24-26, 2017: 326-329. Doi: 10.1109/ICDMAI.2017.8073535

- Nirei, M., (2006). "Threshold behavior and aggregate fluctuation". *Journal of Economic Theory*, *127*(1): 309-322. Doi: 10.1016/j.jet.2004.08.006

- Nofsinger, J. R. & Sias, R. W., (1999). "Herding and feedback trading by institutional and individual investors". *The Journal of finance*, *54*(6): 2263-2295.

- Roll, R., (1992). "A Mean/Variance Analysis of Tracking Error". *The Journal of Portfolio Management*, 18(4): 13-22.

- Rosa, C., (2013). "The financial market effect of FOMC minutes". Federal Reserve Bank of New York Policy Review, December, 67–81. Available at: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/epr/2013/0913rosa. pdf.

- Scharfstein, D. S. & Stein, J. C., (1990). "Herd behavior and investment". *The American Economic Review*: 465-479.

- Shiller, R. J., (2002). "Bubbles, human judgment, and expert opinion". *Financial Analysts Journal*, 58(3): 18-26.

- Stauffer, D. & Jan, N., (2000). "Sharp peaks in the percolation model for stock markets". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 277(1-2): 215-219. Doi: 10.1016/S0378-4371(99)00587-7

- Stauffer, D. & Sornette, D., (1999). "Self-organized percolation model for stock market fluctuations". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 271(3-4): 496-506.

- Teräsvirta, T., (1994). "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models". *Journal of the american Statistical association*, 89(425): 208-218.

- Tsionas, E. G., (2013). "Revisiting herding behavior: likelihood evidence (February 10, 2013)". Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2214580. Doi: 10.2139/ssrn.2214580

- Van Dijk, D., (1999). *Smooth transition models: extensions and outlier robust inference* (No. 200).

- Wang, D., (2008). “Herd Behavior towards the Market Index: Evidence from 21 Financial Markets”. *IESE Research Papers* D/776, IESE Business School.

- Welch, I., (1992). “Sequential sales, learning, and cascades”. *The Journal of finance*, *47*(2): 695-732.

- Wicaksono, R. P. K. & Falianty, T. A., (2022). “Monetary Policy and Herding Behavior: Empirical Evidence From Indonesia Stock Market”. *The Indonesian Capital Market Review*, 14(1): 5. Doi: 10.21002/icmr.v14i1.1141

Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Long-Run and Short-Run Income Inequality Spatial Effects on Total Factor Productivity: Iran's Provinces Evidence

Fathabadi, M.[1], Soufimajidpour, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.26730.3501
Received: 2022.08.18; Accepted: 2023.01.05
Pp: 133-158

Abstract

The purpose of this article is to estimate the short-run and long-run income inequality effects on the industrial total factor productivity in the provinces of Iran. For this purpose, panel data of 31 provinces of Iran are used for the period of 2011-2019. First, Malmquist's total productivity index was estimated by data envelopment analysis. Then, the long-run and short-run effects of income inequality on TFP were evaluated by static and dynamic spatial econometric models. The findings show that the negative effect of income inequality on total productivity is locally confirmed in the long-run, but its spatial spillover effects are not sustainable. According to the results of the long-run total effect, inequality has a negative and significant effect on the industrial total productivity in the long-run. In the short-run, in the spatial lagged model (SAR), the inequality local effects on TFP are negative and significant, but in the spatial durbin model (SDM), this effect is negative and insignificant. The short-run spatial spillover and total effects of income inequality on industrial total productivity are negative and significant in the spatial lagged model, but positive and insignificant in the spatial durbin model. In sum, according to the short-run and long-run results, the increase in income inequality in Iran's provinces has a negative and significant effect on TFP in the long-run.

Keywords: Income inequality; Total Productivity; Spatial Spillover Effects; Iran's Provinces.

JEL Classification: C21, C23, D24, D63.

1. Assistant Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran (Corresponding Author).
Email: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

Citations: Fathabadi, M. & Soufimajidpour, M., (2023). "Long-Run and Short-Run Income Inequality Spatial Effects on Total Factor Productivity: Iran's Provinces Evidence". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 133-158. doi: 10.22084/aes.2023.26730.3501
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4923.html?lang=en

1. Introduction

The recent results of the spatial distribution of income and wealth indicate the existence of large income inequalities in geographical regions within countries (Piketty et al, 2018; Solt, 2019). On the other hand, industrial development depends on the income status of the lower and middle deciles. Therefore, reducing the income distribution gap and increasing the income of the middle and lower households is an important step to stabilize economic growth (Zhang and Li, 2016). The important issue is that what is the relationship between technological progress, total factor productivity and income inequality. It is expected that there is a relationship between the income gap and technological changes in the continuous economic growth process (Chen and Qin, 2014; Fan et al, 2018). Theoretically, the affecting mechanism of income inequality on productivity and economic growth is quite clear; But empirically, researchers have doubts. Although the experimental findings are not consistent in this regard, but ignoring possible spatial effects is the common point of most of these studies; Especially when dealing with spatially structured data. if there are spatial effects and we ignore them in the relationship between productivity and inequality, this may lead to biased estimates of the true effects of income inequality on productivity and economic growth. Spatial effects should be controlled for two reasons. First, spatial effects may help policymakers make better strategies to redistribute economic activities, increase economic growth, and realize the economic potential of less developed geographic regions. Second, spatial effects can allow the government to reallocate existing resources. Therefore, in this article, the effects of the income gap on the growth of the industrial total factor productivity are evaluated in the Iran' provinces manufacturing industries.

2. Materials and Methods

Spatial models measure spatial effects by entering variables observed in other locations into a regression model. Theoretical models usually identify the existence of spatial spillovers, which reduce the effects of the spillovers as the distance between regions increases. Empirically, spatial panel data models are a suitable tool for measuring the effects of spatial spillovers. LiSage and Pace (2009) separated the total spatial effects into long-run direct and indirect effects through an averaging process. The direct long-run effects are measured by the average terms of the principal diameter of the partial derivatives matrix of the reduced form spatial autoregressive model (SAR); While long-run indirect effects are calculated as the average of other elements in each matrix rows (or columns). In fact, indirect effects are average spillover effects in all regions. In other words, direct effects represent the average expected change of all observations of the dependent variable in a specific region due to a one-unit increase of a specific explanatory variable in the same region, while indirect effects represent the spillover effects of a change in the independent variable of a region on the dependent variable in other regions. Anslin (1988) showed that, the approach of spatial econometrics has two important differences with conventional methods. The first is the issue of spatial dependence or autocorrelation between sample data observations at different points and the second is the spatial structure or heterogeneity that results from model relationships which move on the coordinate plane changes with the sample data. The two above factors are ignored in the conventional econometric models. In the Gauss-Markov assumption, explanatory variables are constant in repeated sampling, but the existence of spatial dependence among samples violates the assumption. When in

research we are faced with variables that are related to a specific space and geographical location, it will not be appropriate to use the conventional econometric method.

3. Data

The dependent variable of this article is the total factor productivity and it is estimated by the data envelopment analysis (DEA) method, which is a non-parametric method. According to the classical production function, in this article, the manufacturing industries added value variable at constant price of 2011 was used as output, and the capital stock variables at constant price of 2011 and the manufacturing industries employment were used as inputs. The information of these variables has been collected from the statistical reports of industrial firms with 10 or more workers in the provinces of Iran that published by the Iranian Statistics Center.

4. Discussion

The total factor productivity results showed that only Bushehr has experienced a positive growth TFP. Among the two components of TFP, technical efficiency has a more powerful role compared to the technological progress change. Looking at the findings of these two indicators, we find that 15 provinces have had positive growth in technical efficiency; And only Bushehr has experienced technological progress. In other words, although technical efficiency has contributed to the growth of TFP in 15 provinces, technological progress has neutralized this effect. The estimating results of the relationship between TFP dynamics and the level of income inequality showed that the increase in income inequality reduces the industrial TFP in the provinces of Iran. The estimated coefficient of the dependent variable with spatial lag in all models is positive and significant, which shows that the average level of industrial TFP In neighboring provinces, it has a positive effect on local innovative activities. In addition, the estimated coefficient of Gini coefficient with spatial lag in the dynamic spatial durbin model is positive and significant, which indicates that the level of income inequality in neighboring provinces has a positive effect on local TFP. Overall, according to the short-run and long-run results, the increase in income inequality in the provinces has a negative and significant effect on TFP in the long-run. Also, the increase in inequality in the neighboring provinces has unstable effects (spillover) on TFP.

5. Conclusion

The main question of this article was whether income inequality has an effect on TFP in the provinces of Iran. For this, static and dynamic spatial panel models were used to estimate the effects of income inequality and its spillover effects on TFP in the period of 2010-2019. The results indicate that the negative effects of income inequality on productivity and economic growth in neighboring regions are not just an intuitive theory, but seem to be important results of the globalization of the economy and spatial relations of regions. By looking at the Gini coefficient of Iran's provinces, we find that most of them have high levels of inequality. Another reason that can explain why inequality can have a negative effect on TFP in Iran's provinces is the change in the income share of the poor compared to the rich. The statistics showed that in recent years, the income ratio of the lower deciles to the upper has been increasing, which shows the increase in income

inequality in Iran. In order to reduce these negative effects, new regional economic development policies in Iran should be revised. These policies should include the transfer of public funds to develop the less developed provinces. This transfer can be in the form of investment in public infrastructure (roads, hospitals and schools) or fiscal incentives. In addition, regional development policies can include easing business regulations and creating conditions for attracting manufacturing firms in deprived provinces, which are the beginning of accumulation processes and can create long-run positive economic effects in these provinces.

Acknowledgment
In the end, the authors of the article consider it necessary to appreciate all the people who added to the richness of the article with their comments.

Observation Contribution
The authors have contributed equally to the writing of this article.

Conflict of Interest
The authors declare that there is no conflict of interest, and this article was not financially supported.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: شواهدی از استان‌های ایران

مهدی فتح‌آبادی[۱]، مسعود صوفی‌مجیدپور[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.26730.3501
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۱۵
صص: ۱۵۸-۱۳۳

چکیده

هدف این پژوهش برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل صنعتی در استان‌های ایران می‌باشد. بدین‌منظور از داده‌های پانل ۳۱ استان ایران در دوره ۹۸-۱۳۹۰ استفاده شد. ابتدا شاخص بهره‌وری کل مالم‌کوئیست با روش تحلیل پوششی داده‌ها برآورد شد؛ سپس اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی بر TFPدر قالب مدل‌های اقتصادسنجی فضایی ایستا و پویا ارزیابی گردید. یافته‌ها نشان می‌دهد اثر منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل در بلندمدت به‌صورت محلی تأیید می‌شود، اما اثرات سرریز فضایی آن پایدار نیست. با توجه به نتایج اثر کل بلندمدت، نابرابری بر بهره‌وری کل صنعتی در بلندمدت اثر منفی و معنادار دارد. در کوتاه‌مدت، در مدل وقفهٔ فضایی (SAR) اثرات محلی نابرابری بر TFP منفی و معنادار است، اما در مدل دوربین فضایی (SDM) این اثر منفی و غیرمعنادار است. اثرات کوتاه‌مدت سرریز فضایی و کل نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل صنعتی در مدل وقفهٔ فضایی منفی و معنادار است، اما در مدل دوربین فضایی مثبت و غیرمعنادار است. درمجموع، با توجه به نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش نابرابری درآمدی در استان‌های ایران اثر منفی و معنادار بر TFP در بلندمدت دارد.

کلیدواژگان: نابرابری درآمدی، بهره‌وری کل، اثرات سرریز فضایی، استان‌های ایران.
طبقه‌بندی JEL: C21, C23, D24, D63.

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
Email: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

ارجاع به مقاله: فتح‌آبادی، مهدی؛ و صوفی‌مجیدپور، مسعود، (۱۴۰۲). «اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فضایی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید: شواهدی از استان‌های ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۱۳۳-۱۵۸. doi: 10.22084/aes.2023.26730.3501
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4923.html?lang=fa

۱. مقدمه

موضوع افزایش نابرابری درآمدی و اثرات آن بر رشد و توسعهٔ اقتصادی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان توسعه و سیاست‌گذاران است. نتایج اخیر توزیع فضایی درآمد و ثروت حاکی از وجود نابرابری‌های درآمدی بزرگ در مناطق جغرافیایی در داخل کشورها است (پیکتی و همکاران[۱]، ۲۰۱۸؛ سالت[۲]، ۲۰۱۹). عامل کلیدی که بر رشد اقتصادی مناطق مختلف اثر می‌گذارد، رابطهٔ بین عرضه و تقاضای منابع تولید است که کمیابی منابع و قیمت‌های آن‌ها در مناطق مختلف بر این رابطه اثر می‌گذارد (لو و همکاران[۳]، ۲۰۱۴)؛ بنابراین، هزینهٔ نسبی زمین، نیروی کار، انرژی و سایر عوامل تولید بین مناطق بسیار متفاوت است، به‌طوری‌که بهبود کارایی عوامل تولید نقش‌برجسته‌ای در رشد اقتصادی خواهد داشت. بر این‌اساس افزایش بهره‌وری در مناطق مختلف، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی رشد اقتصادی بلندمدت را تضمین نماید (کای[۴]، ۲۰۱۳). از سوی دیگر، توسعهٔ صنعتی به وضعیت درآمدی دهک‌های پایین و میانی بستگی دارد؛ بنابراین کاهش شکاف توزیع درآمد و افزایش درآمد اقشار متوسط و پایین گام مهمی برای تثبیت رشد اقتصادی است (ژانگ و لی[۵]، ۲۰۱۶). حال موضوع مهم این است چه ارتباطی بین پیشرفت تکنولوژیکی، TFP و نابرابری درآمد وجود دارد. پیشرفت تکنولوژیکی از اجزای TFP بوده و بر رشد اقتصادی اثرگذار است، درحالی‌که شکاف درآمدی نشان‌دهندهٔ تفاوت در توزیع نتایج رشد اقتصادی بین اعضای مختلف جامعه است؛ بنابراین، انتظار می‌رود بین شکاف درآمدی و تغییرات تکنولوژیکی در فرآیند رشد اقتصادی مداوم، ارتباط وجود داشته باشد (چن و کین[۶]، ۲۰۱۴؛ فان و همکاران[۷]، ۲۰۱۸).

پرسش‌های پژوهش: بر این‌اساس پرسش‌هایی مطرح می‌شود؛ آیا بهره‌وری و رشد اقتصادی با نابرابری درآمد ارتباط دارد؟ و آیا اثرات سرریز فضایی در رابطه نابرابری، بهره‌وری و رشد اقتصادی وجود دارد؟. به‌لحاظ نظری، مکانیسم اثرگذاری نابرابری درآمد بر بهره‌وری و رشد اقتصادی کاملاً روشن است؛ اما ازنظر تجربی، محققان با تردیدهایی روبه‌رو هستند. از یک‌سو، تعداد زیادی از مطالعات به بررسی تجربی اثرات نابرابری بر رشد اقتصادی با تمرکز بر کانال‌های مختلف، مانند سیاست مالی درون‌زا، نقص بازار سرمایه و بی‌ثباتی سیاسی–اجتماعی پرداخته‌اند؛ اما یافته‌های آنها همگرا نیست. برخی مطالعات نشان از اثر منفی نابرابری بر رشد اقتصادی دارند (آلسینا و رودریک[۸]، ۱۹۹۴؛ کلارک[۹]، ۱۹۹۵؛ دینگر و اسکوایر[۱۰]، ۱۹۹۸)، درحالی‌که نتایج تعدادی از مقالات حکایت از این

---

1. Piketty et al.
2. Solt
3. Lu et al.
4. Cai
5. Zhang and Li
6. Chen and Qin
7. Fan et al.
8. Alesina and Rodrik
9. Clarke
10. Deininger and Squire

دارد نابرابری عامل مهمی در افزایش رشد اقتصادی است (لی و زو[۱]، ۱۹۹۸؛ فوربز[۲]، ۲۰۰۰؛ فرانک[۳]، ۲۰۰۸؛ پده و همکاران[۴]، ۲۰۱۸).

از سوی دیگر، تعدادی محدود از محققان اثرات نابرابری بر رشد بهره‌وری را بررسی نمودند. نتایج مطالعات تجربی دربارهٔ رابطهٔ نابرابری و بهره‌وری نیز متناقض است؛ برخی این رابطه را منفی (فریمن و مدوف[۵]، ۱۹۸۴؛ دی‌پیترو[۶]، ۲۰۱۴) و تعدادی دیگر اثرات نابرابری بر بهره‌وری را مثبت ارزیابی کرده‌اند (ماحی و همکاران[۷]، ۲۰۱۱). باوجود اختلاف‌نظر در یافته‌های تجربی، هر دو گروه اثرات فضایی احتمالی را نادیده گرفته‌اند؛ به‌ویژه هنگامی‌که با داده‌هایی با ساختار فضایی سروکار داریم. نادیده گرفتن اثرات فضایی در رابطهٔ بهره‌وری و نابرابری، در صورت وجود، ممکن است به برآوردهای تورش‌دار از اثرات واقعی نابرابری درآمد بر بهره‌وری و رشد اقتصادی منجر شود. به دو دلیل بایستی اثرات فضایی را کنترل نمود؛ نخست، اثرات فضایی ممکن است به سیاست‌گذاران کمک کند تا استراتژی‌های بهتری برای توزیع مجدد فعالیت‌های اقتصادی، افزایش رشد اقتصادی و تحقق پتانسیل اقتصادی مناطق جغرافیایی کمتر توسعه‌یافته اتخاذ نمایند. دوم، اثرات فضایی می‌تواند امکان تخصیص دوباره منابع موجود را توسط دولت فراهم کند؛ بنابراین، در این پژوهش اثرات شکاف درآمدی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنعتی در استان‌های ایران ارزیابی می‌شود.

ادامهٔ پژوهش بدین‌صورت ساماندهی شده است؛ بخش دوم، به مرور ادبیات می‌پردازد. بخش سوم، به روش‌شناسی مدل‌های داده‌های پانل فضایی اختصاص دارد. در بخش چهارم، داده‌ها توضیح داده می‌شوند. در بخش پنجم، به نتایج و بحث پرداخته می‌شود و درنهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش در بخش ششم انجام خواهد گرفت.

۲. مرور ادبیات

ادبیات اخیر بر شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر بهره‌وری و رشد اقتصادی متمرکز است. درمیان عوامل مؤثر، نابرابری درآمدی یکی از مهم‌ترین متغیرهای توضیحی می‌باشد (ایساکسون[۸]، ۲۰۰۷). از سال ۱۹۸۹م.، توجه بر اثر بلندمدت تغییرات فنی بر نابرابری و در ادامه اثر نابرابری بر بهره‌وری متمرکز شده است. «بریومن» و «استیگلیتز»[۹] (۱۹۸۹) نشان‌دادند تغییرات تکنولوژیکی می‌تواند اثرات نامطلوب بر نابرابری داشته باشد؛ بدین‌صورت که با بهبود فناوری، تقاضا برای نیروی کار غیرماهر را کاهش می‌یابد و در ادامه دستمزد واقعی کارگران با مهارت کمتر می‌تواند

---

1. Li and Zou
2. Forbes
3. Frank
4. Pede et al.
5. Freeman and Medoff
6. DiPietro
7. Mahy et al.
8. Isaksson
9. Braverman and Stiglitz

کاهش‌یابد. علاوه‌بر این، آن‌ها استدلال می‌کنند وقتی اعتبار مالی به کشاورزان سهمیه‌بندی می‌شود، تغییرات فناوری می‌تواند سطح نابرابری در مالکیت زمین را افزایش دهد که نتیجهٔ آن افزایش بلندمدت در اجاره بوده و این می‌تواند منجر به کاهش بهره‌وری شود. «هانسون» و «رز»[1] (۱۹۹۷) با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی در چارچوب مدل‌سازی تعادل عمومی (CGE) دریافتند تغییرات تکنولوژیکی کارافزا باعث افزایش درآمد خانوار برای همهٔ گروه‌های جمعیتی می‌شود، اما درصد سود به‌نفع دهک‌های درآمدی بالاتر منحرف می‌شود. سایر پیش‌بینی‌های نظری نشان می‌دهد نابرابری می‌تواند اثرات منفی یا مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی داشته باشد. سه مسیر اصلی که نابرابری می‌تواند بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثر بگذارد که شامل فراوانی فیزیکی (محدودیت‌های اعتباری)، فراوانی سرمایه انسانی و بی‌ثباتی سیاسی–اجتماعی می‌باشد. در شرایطی که دستیابی به اعتبارات مالی در بازار سرمایه به‌دلیل نداشتن وثیقه برای فقرا با هزینهٔ بالایی همراه باشد، پروژه‌های سرمایه‌گذاری که نرخ بازدهی کمتری از هزینهٔ نهایی سرمایه برای فقرا دارند، تنها می‌توانند با ریسک مواجه شوند. سیاست‌های دولت با هدف توزیع مجدد ثروت از ثروتمندان به فقرا ممکن است نیاز به استقراض را کاهش دهد و به فقرا اجازه دهد تا پروژه‌هایی را انجام دهند که نرخ بازدهی مقرون‌به‌صرفه دارند. در این‌زمینه، توزیع دوباره می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری بالاتر، ازجمله بازده بالاتر سرمایه شود (انگپاه[2]، ۲۰۱۶؛ بورگیگون[3]، ۲۰۰۴).

از دیگر کانال‌های مهم بهره‌وری و اثرات رشد نابرابری، فراوانی سرمایهٔ انسانی است. این کانال شامل تحصیل، سلامت، توانایی انسانی، مهارت و آموزش است. در مواردی که توانایی قابل شناسایی باشد، به‌درستی پاداش داده شود و این انگیزه‌ای برای تلاش مضاعف و ریسک‌پذیری خواهد بود. این موضوع سبب تولید و رشد اقتصادی بیشتر می‌گردد، اما با نابرابری درآمدی بالاتر همراه است. در چنین شرایطی، افراد با استعداد صرفاً به‌دلیل مهارت‌ها و توانایی‌های خود، از درآمدهای بالاتر بهره می‌برند. در این‌راستا، «هاسلر» و «مورا»[4] (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که تمرکز حاصل از استعدادها، توانایی‌ها و مهارت‌ها در بخش فناوری پیشرفته با درآمد بالا، منجر به نوآوری بیشتر فن‌آوری، بهره‌وری و رشد بیشتر می‌شود. کانال فراوانی سرمایهٔ انسانی چیزی است که در ادبیات به‌عنوان «تغییر تکنولوژیکی مبتنی‌بر مهارت»[5] (SBTC) یا «نظریهٔ پاداش مهارت‌ها»[6] شناخته می‌شود، که به‌لحاظ نظری TFP را به نابرابری درآمد مرتبط می‌کند (اتکینسون[7]، ۱۹۹۹؛ کارد و دی‌ناردو[8]، ۲۰۰۲). نظریهٔ SBTC بر بده‌بستان بین برابری و کارایی، از طریق ایجاد انگیزه در کارگران استوار است. طبق این نظریه، نابرابری درآمد، نتیجهٔ تفاوت در مهارت‌های کارگران است (آئوتور و همکاران[9]، ۲۰۰۶؛ ریزو و کاره‌را[10]، ۲۰۱۹). نظریهٔ SBTC بیان می‌کند اگر نابرابری درآمد کاهش‌یابد، بهره‌وری نیز کاهش خواهد یافت؛ زیرا ناکارایی‌ها در تولید پدیدار می‌شوند؛ درواقع

---

1. Hanson and Rose
2. Ngepah
3. Bourguignon
4. Hassler and Mora
5. Skill-Biased Technological Change
6. skills-premium theory
7. Atkinson
8. Card and DiNardo
9. Autor et al.
10. Risso and Carrera

نابرابری درآمد نه‌تنها باعث کاهش بهره‌وری نمی‌شود، بلکه آن را افزایش می‌دهد (آکرلوف و یلن[1]، ۱۹۹۰). «انگپاه» (۲۰۱۶) نیز نشان‌داد پرداخت‌های اضافی بابت مهارت‌ها و استعدادها می‌تواند بهره‌وری کارگران با مهارت کم را به دلیل ناامیدی ایجاد شدهٔ ناشی از تفکر بی‌عدالتی، کاهش دهد.

کانال نهایی، ثبات سیاسی–اجتماعی است، که براساس آن در سطوح بالای نابرابری، سیاست‌هایی اتخاذ می‌شوند که بر فضای سرمایه‌گذاری تأثیر منفی گذاشته و بی‌ثباتی سیاسی ایجاد می‌کنند؛ که نتیجهٔ آن کاهش بهره‌وری و رشد اقتصادی است (پرسون و تابلینی[2]، ۱۹۹۴)؛ به عبارت دیگر، در کشورهایی که به‌دلیل سرخوردگی ناشی از بی‌عدالتی بسیار زیاد و دائمی، بی‌ثباتی سیاسی–اجتماعی ایجاد شده است، حجم قابل‌توجهی از تجارت، سرمایه‌گذاری و نیروی‌کار (سرمایهٔ انسانی بالا) به کشورهای با ثبات‌تر انتقال خواهد یافت. پیامد این انتقال کاهش بهره‌وری و رشد اقتصادی در کشورهای بی‌ثبات است، درحالی‌که در کشورهای همسایه با ثبات‌تر بهره‌وری و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. «آلسینا» و «پروتی»[3] (۱۹۹۶) به بیان داشتند بی‌ثباتی سیاسی بالاتر می‌تواند از نابرابری بالا نشأت بگیرد و باعث عدم اطمینان اقتصادی شود و در ادامهٔ سرمایه‌گذاری، بهره‌وری و رشد اقتصادی را کاهش دهد. درمجموع، کانال‌های فراوانی سرمایهٔ فیزیکی و ثبات سیاسی–اجتماعی پیش‌بینی می‌کنند که افزایش نابرابری باعث کاهش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود، درحالی‌که کانال فراوانی سرمایهٔ انسانی بیان می‌دارد افزایش نابرابری درآمد موجب ارتقای بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌گردد.

مطالعات اندکی اثر نابرابری بر بهره‌وری را ارزیابی کرده‌اند و شواهد موجود در این رابطه قطعی نیستند. از یک‌سو، برخی از نویسندگان اثر نابرابری بر بهره‌وری را منفی برآورد کرده‌اند. «دی پیترو» (۲۰۱۴) نشان‌دادند اثر نابرابری درآمد بر بهره‌وری نیروی‌کار در کشورهای درحال توسعه منفی است. «فریمن» و «مدوف» (۱۹۸۴) برای صنایع کارخانه‌ای آمریکا دریافتند کاهش نابرابری سود منجر به بهبود بهره‌وری می‌شود. «کیم» و «ساکاموتو»[4] (۲۰۰۸) با استفاده از مدل‌های پانل اثرات ثابت در صنایع کارخانه‌ای آمریکا نشان‌دادند افزایش نابرابری درآمد باعث افزایش بهره‌وری شده است. «فونتس» و همکاران[5] (۲۰۱۴) دریافتند نابرابری درآمدی اثر منفی بر TFP در کشورهای درحال توسعه دارد. ازسوی دیگر، برخی از مطالعات اثر مثبت نابرابری بر بهره‌وری را گزارش کرده‌اند. «ماحی» و همکاران (۲۰۱۱) نشان‌دادند پراکندگی دستمزد درون شرکتی بر بهره‌وری شرکت در کشور بلژیک اثر مثبت دارد. «گالور» و «تسیدون»[6] (۱۹۹۷) بیان داشتند نابرابری در دوره‌های پیشرفت تکنولوژیکی، افزایش می‌یابد؛ بنابراین، تقاضا برای کارگران با توانایی بالا برای مدیریت فناوری‌های جدید در پیچیده‌ترین بخش‌ها افزایش می‌یابد که منجر به تولید و رشد اقتصادی بالا می‌شود. اگرچه مطالعهٔ اثر نابرابری درآمد بر بهره‌وری هم‌چنان ادامه دارد، اما مطالعه‌ای وجود ندارد که نقش اثرات سرریز فضایی را در رابطهٔ نابرابری و بهره‌وری در یک کشور ارزیابی کرده باشد. نقش مهم اثرات فضایی در رابطهٔ نابرابری و رشد اقتصادی به‌طور فزاینده‌ای در ادبیات تأیید می‌شود (پده و

---

1. Akerlof and Yellen
2. Persson and Tabellini
3. Alesina and Perotti
4. Kim and Sakamoto
5. Fuentes et al.
6. Galor and Tsiddon

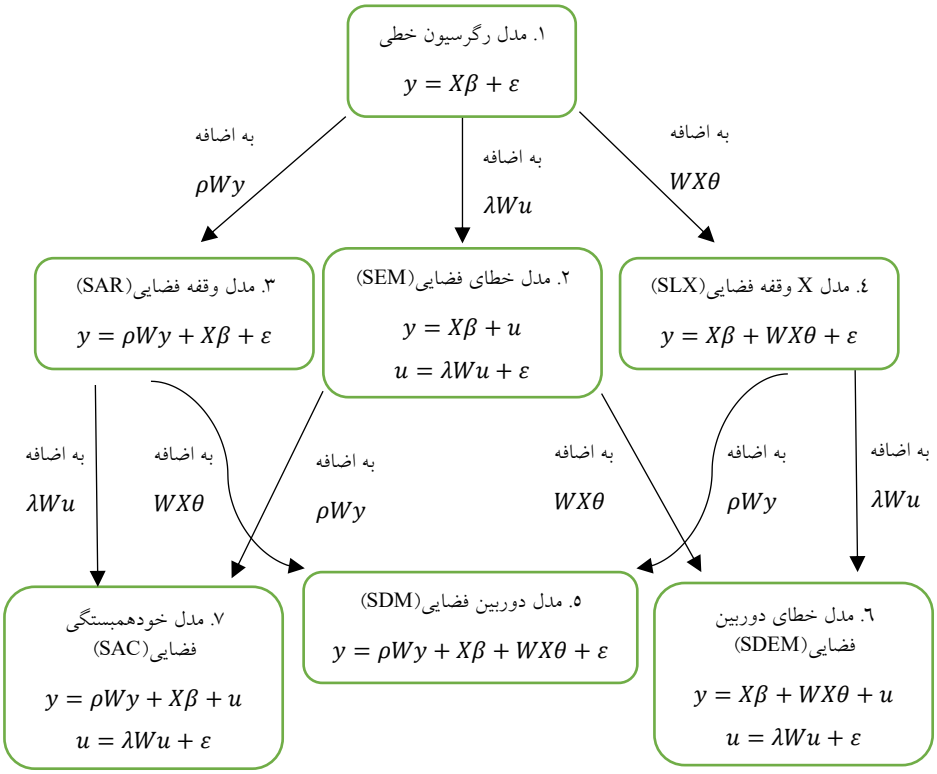
همکاران ۲۰۱۸). همان‌طورکه قبلاً اشاره شد، عدم درنظر گرفتن اثرات سرریز فضایی، درصورت وجود، ممکن است منجر به تورش‌دار شدن برآورد اثرات واقعی نابرابری درآمد بر TFP شود؛ بنابراین، در این پژوهش اثرات سرریز فضایی نابرابری درآمدی بر TFP در استان‌های ایران ارزیابی می‌گردد.

۳. روش‌شناسی

مدل‌های فضایی با وارد نمودن متغیرهای مشاهده شده در مکان‌های دیگر در مدل رگرسیونی، اثرات فضایی را اندازه‌گیری می‌کنند. این مدل‌ها اشکال مختلفی دارند، که عمدتاً براساس میانگین‌گیری مقادیر در مکان‌های مجاور از طریق یک متغیر آن را متغیر باوقفهٔ فضایی می‌نامند، از یک‌دیگر تفکیک می‌شوند. وقفهٔ فضایی را می‌توان برای متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و یا برای جملات خطا اعمال کرد، که با این‌کار می‌توان وابستگی مقطعی و پانل‌های فضایی ایستا و پویا را تصریح نمود.

مدل‌های نظری معمولاً وجود سرریزهای فضایی را شناسایی می‌کنند که با افزایش فاصلهٔ بین مقاطع، اثرات سرریزها کاهش می‌یابد. ازنظر تجربی، مدل‌های داده‌های پانل فضایی ابزاری مناسب برای اندازه‌گیری اثرات سرریزهای فضایی می‌باشند. با توجه به تنوع تصریح و تفسیرهای ریاضی مدل‌های فضایی، در اینجا هفت مدل فضایی متداول و روابط آن‌ها معرفی می‌شود، که در شکل (۱) ارائه شده است. مدل پایه، مدل رگرسیون خطی استاندارد (SLM) است که با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌گردد. با این‌که این یک مدل غیرفضایی است، اما به‌عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده می‌شود. برای شروع، مدل خطای فضایی (SEM) تصریح می‌شود؛ زیرا تفسیر ضرایب این مدل شبیه تفسیر مدل SLM است. در ادامه مدل‌های تأخیر فضایی (SAR) و مدل خودهم‌بستگی فضایی (SAC) بیان می‌شوند که از بسیاری جهات این دو مدل شبیه هم هستند؛ سپس دو مدل رگرسیونی با وقفه‌های فضایی در متغیرهای مستقل، یعنی مدل X وقفهٔ فضایی (SLX) و مدل خطای دوربین فضایی (SDEM) تشریح می‌گردد که هر دو مدل دارای وابستگی فضایی برون‌زا هستند. درنهایت مدل دوربین فضایی (SDM) بحث می‌شود که وابستگی‌های فضایی برون‌زا و درون‌زا را شامل می‌شود.

تفسیر ضرایب مدل رگرسیون خطی استاندارد غیرفضایی (مدل ۱) ساده است و می‌تواند به‌عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده شود. شناسایی باقی‌مانده‌های مدل SLM برای درک ماهیت الگوی فضایی داده‌ها و درنتیجه تصریح نادرست احتمالی مدل مفید است.



شکل ۱: برخی مدل‌های فضایی (الهورست، ۲۰۱۰).

Fig. 1: Some spatial models (source: Elhorst, 2010)

در مدل (۱)، y بردار متغیر وابسته، X ماتریس متغیرهای توضیحی، β پارامترهای مدل و ε جمله خطا بوده که به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند. مدل خطای فضایی (مدل ۲) همانند مدل رگرسیون خطی (مدل ۱) است، با این تفاوت که جملهٔ خطای آن به‌صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ است؛ که در آن λ بیانگر هم‌بستگی فضایی میان خطاها (مشروط بر W) و W ماتریس وزنی است که ساختار فضایی اثرات همسایه‌ها را بین باقی‌مانده‌ها نشان می‌دهد. مقدار انتظاری متغر وابسته در هر دو مدل SLM و SEM مشابه است؛ بنابراین برای تفسیر آماری ضرایب این دو مدل، مشتقات جزئی مدل (۱) و (۲) برای تمامی متغیرهای برون‌زا محاسبه می‌شوند، که عبارتنداز:

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_k & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & \cdots & \beta_k \end{pmatrix} = \beta_k \begin{pmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix} = \beta_k I_n \qquad (۱)$$

از آنجا که تمام مشتقات جزئی متقاطع این ماتریس صفر هستند، تفسیر ضرایب را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\frac{\partial y_j}{\partial x_{ik}} = \beta_k \ , \ for \ i = j \ ; \ \frac{\partial y_j}{\partial x_{ik}} = 0 \quad for \ i \neq j \qquad (۲)$$

فقط جملات قطر اصلی صفر نیستند و این یعنی مدل‌های SLM و SEM سرریزهای فضایی را نشان نمی‌دهند.

مدل (۳) بیانگر مدل وقفهٔ فضایی (SAR) است که با اضافه نمودن جملهٔ ρWy به سمت راست مدل رگرسیون خطی به‌دست می‌آید. در این مدل ρ ضریب متغیر درون‌زا Wy است متغیری که تابعی از مقادیر همسایهٔ متغیر وابسته را نشان می‌دهد؛ حال اگر جمله خطای مدل SAR به‌صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ باشد، این مدل تبدیل به مدل خودهم‌بستگی فضایی (SAC) می‌شود (مدل ۷). در مدل SAC دو ماتریس وزنی وجود دارد که هم می‌توانند مشابه و هم متفاوت باشند. در اینجا نیز مقدار انتظاری و هم‌چنین تفسیر ضرایب دو مدل SAR و SAC مشابه یکدیگر هستند. با توجه به درون‌زا بودن ساختار فضایی این دو مدل، تفسیر ضرایب β پیچیده‌تر از مدل‌های SLM یا SEM است؛ زیرا اکنون باید سرریزهای فضایی احتمالی در مدل شناسایی و محاسبه شوند. فرم کاهش‌یافتهٔ مدل SAR به قرار زیر است؛

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + \varepsilon) \qquad (۳)$$

مقدار انتظاری فرم کاهش یافته به‌صورت $E(y|X) = (I - \rho W)^{-1}.X\beta$ خواهد بود؛ هم‌چنین مشتق‌های جزئی از فرم کاهش‌یافته نسبت به متغیرهای توضیحی به شکل زیر خواهند بود:

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{pmatrix} = \beta_k (I - \rho W)^{-1} \qquad (۴)$$

ماتریس $(I - \rho W)^{-1}$ به‌جز قطر اصلی دارای عناصر غیرصفر است که این مشتقات جزئی متقاطع غیرصفر دلالت‌بر وجود سرریزهای فضایی دارند. مدل SAR می‌تواند «سرریز جهانی» را تولید کند که نشان می‌دهد تغییرات متغیر مستقل در هر مکانی از دامنهٔ مطالعه بر مقدار متغیر وابسته تمامی مکان‌ها اثر می‌گذارد، که این‌ها اثرات کل بلندمدت مدل‌های SAR و SAC هستند. «لیسیج» و «پیس»[1] (۲۰۰۹) ازطریق یک فرآیند میانگین‌گیری اثرات کل را به اثرات مستقیم و غیرمستقیم بلندمدت تفکیک نمودند. اثرات مستقیم بلندمدت به‌وسیلهٔ میانگین جملات قطر اصلی ماتریس مشتقات جزئی اندازه‌گیری می‌شود. اثرات غیرمستقیم بلندمدت نیز به‌صورت میانگین سایر عناصر در هر سطر (یا ستون) محاسبه می‌گردد. اثرات غیرمستقیم میانگین اثرات سرریز در تمامی مناطق مورد مطالعه می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، اثرات مستقیم نشان‌دهندهٔ میانگین تغییر انتظاری همهٔ مشاهدات متغیر وابسته در یک منطقهٔ خاص به‌دلیل افزایش یک واحدی یک متغیر توضیحی مشخص در همان منطقه است، درحالی‌که اثرات غیرمستقیم بیانگر اثرات سرریز تغییر در متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته در مناطق دیگر می‌باشد. اگر به مدل وقفه فضایی (SAR) جملهٔ $WX\theta$ اضافه شود، مدل دوربین فضایی (SDM) حاصل می‌شود. فرم کاهش‌یافتهٔ این مدل به شکل زیر خواهد بود:

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta + \varepsilon) \qquad (۵)$$

ماتریس مشتقات جزئی مدل SDM به‌صورت زیر است:

[1]. LeSage and Pace

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{pmatrix} = (I-\rho W)^{-1}\begin{pmatrix} \beta_k & \cdots & w_{1k}\theta_k \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ w_{n1}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{pmatrix} = (I-\rho W)^{-1}[\beta_k I + W\theta_k] \quad (۶)$$

لازم به ذکر است در مدل SDM (مدل ۵) عناصر خارج از قطر اصلی به‌دلیل پارامتر برونزا β_k و پارامتر وقفهٔ فضایی درون‌زا ρ غیرصفر هستند (مانند مدل‌های SAR و SAC)؛ با این تفاوت که در مدل SDM پارامتر وقفهٔ فضایی برونزا θ_k اضافه شده است (مانند مدل‌های SDEM و SLX). در مدل دوربین فضایی (SDM)، نتایج اثرات مستقیم، سرریز و کل علاوه بر پارامتر ρ به دو پارامتر β_k و θ_k نیز بستگی دارد؛ که این دو پارامتر در مدل‌های SAR و SAC در محاسبهٔ این اثرات نقشی نداشتند (الهورست، ۲۰۱۰). علاوه‌بر این، در مدل دوربین فضایی اثر غیرمستقیم را می‌توان به دو جزء «اثرات محلی» ناشی از ضریب θ_1 و «اثرات جهانی» ناشی از ماتریس معکوس که شامل ρ است، تفکیک نمود. اثرات محلی به‌دلیل این‌که فقط تأثیر آنی بر همسایه‌ها می‌گذارند، محلی خوانده می‌شوند (براساس ماتریس وزنی مجاورت مرتبهٔ نخست)؛ درحالی‌که اثرات جهانی ازطریق ماتریس W بر تمام مناطق تأثیر می‌گذارد (الهورست، ۲۰۱۰).

مدل‌های بحث شده در بالا همه ایستا هستند، این درحالی است که مدل‌های بالا را به شکل پویا نیز برآورد نمود؛ برای نمونه، مدل دوربین فضایی (SDM) در حالت پویا به شکل زیر است:

$$y_{it} = \tau y_{i,t-1} + \psi W y_{i,t-1} + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + WX_{it}\theta + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

که در آن $y_{i,t-1}$ متغیر وابسته باوقفهٔ زمانی و $Wy_{i,t-1}$ متغیر وابسته باوقفهٔ زمانی فضایی می‌باشند. سایر مدل‌های ایستا نیز با اضافه‌شدن این دو جمله در سمت راست، به مدل‌های پویا تبدیل می‌شوند. تمامی اثرات مستقیم، سرریز و کل بلندمدت در مدل‌های ایستا، برای مدل‌های پویا هم برآورد می‌شوند. تفاوت مدل‌های ایستا و پویا در این است که در مدل‌های پویا می‌توان اثرات مستقیم، سرریز و کل کوتاه‌مدت نیز برآورد می‌گردند[۱]. خلاصهٔ اثرات مدل‌های ایستا و پویا در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: اثرات مستقیم و سرریز متناظر با تصریح مدل‌های فضایی

Tab. 1: Direct and spillover effects corresponding to different spatial model specifications

	مدل‌ها	اثرات کوتاه‌مدت		اثرات بلندمدت	
		مستقیم	سرریز	مستقیم	سرریز
ایستا	خطای فضایی (SEM)	–	–	β_k	–
	وقفه فضایی (SAR)	–	–	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\overline{nd}}$
	خودهمبستگی	–	–	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\overline{nd}}$

[۱]. برای جزئیات بیشتر ر. ک. به: الهورست، ۲۰۱۴.

	فضایی(SAC) دوربین فضایی (SDM)	–	–	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$
پویا	وقفه فضایی (SAR)	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\overline{nd}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{n\bar{d}}$
	دوربین فضایی (SDM)	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$

نماد $\bar{\boldsymbol{d}}$ عملگری است که میانگین عناصر قطر اصلی را محاسبه می‌کند. نماد $\overline{\boldsymbol{nd}}$ عملگری است که میانگین جمع سطری عناصر غیرقطر اصلی را اندازه‌گیری می‌کند.

(مأخذ: الهورست، ۲۰۱۴).

همان‌طورکه «انسلین» (۱۹۸۸) بیان داشت، رویکرد اقتصادسنجی فضایی با روش‌های مرسوم دو تفاوت مهم دارد؛ نخست، موضوع وابستگی یا خودهم‌بستگی فضایی بین مشاهدات داده‌ای نمونه در نقاط مختلف است؛ و دوم، ساختار یا ناهم‌سانی فضایی که ناشی از روابط مدل است که با حرکت برروی صفحهٔ مختصات همراه با دادهٔ نمونه‌ای تغییر می‌کند. در اقتصادسنجی معمول دو عامل فوق نادیده گرفته می‌شوند، چون در صورت لحاظ این دو عامل فروض مورداستفاده در اقتصادسنجی متداول نقض خواهد شد. در فروض «گاوس-مارکوف» متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی درمیان نمونه‌ها فرض را نقض می‌کند. انجام تحقیقات در علوم منطقه‌ای به‌طور وسیعی مبتنی‌بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است. وقتی در تحقیقات با متغیرهایی مواجه هستیم که مربوط به مکان و موقعیت جغرافیایی خاصی است، به‌کار بردن شیوهٔ معمول در اقتصادسنجی مناسب نخواهد بود. در این پژوهش نیز هدف برآورد اثرات نابرابری درآمدی بر بهره‌وری در استان‌های ایران است. با توجه به استفاده از داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای، لذا به‌کارگیری روش اقتصادسنجی فضایی نتایج معتبرتری در مقایسه با روش‌های اقتصادسنجی معمول ارائه خواهد کرد.

٤. داده‌ها

هدف اصلی این پژوهش برآورد اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) در استان‌های ایران در دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۹۰می‌باشد؛ بدین‌منظور، ابتدا نحوهٔ برآورد متغیر وابسته (TFP) توضیح داده می‌شود. در ادامه، نحوهٔ جمع‌آوری و اندازه‌گیری سیار متغیرها توضیح داده شده و درنهایت به توصیف آن‌ها پرداخته خواهد شد.

شاخص بهره‌وری کل (MPI) نخستین‌بار توسط «مالم‌کوئیست»[1] (۱۹۵۳) معرفی و سپس در مطالعاتی هم‌چون «کاوز» و همکاران[2] (۱۹۸۲) و «فار» و همکاران[3] (۱۹۹۴) گسترش پیدا کرد. برای برآورد شاخص بهره‌وری

[1]. Malmquist
[2]. Caves et al.
[3]. Fare et al.

مالم‌کوئیست از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) استفاده می‌شود؛ که یکی از روش‌های ناپارامتری جهت اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری واحدهای اقتصادی می‌باشد. این شاخص، تغییرات بهره‌وری کل را طی دو دورهٔ زمانی اندازه‌گیری می‌کند که شامل «تغییرات کارایی فنی» و «تغییرات تکنولوژیکی» می‌باشد. تغییرات کارایی فنی بیانگر میزان کارایی واحد اقتصادی در فرآیند تبدیل داده‌ها به ستاده است؛ درحالی‌که تغییرات تکنولوژیکی نشان‌دهندهٔ بهبود تکنولوژیکی بنگاه بین دو دورهٔ زمانی متوالی می‌باشد (باروش و همکاران[1]، ۲۰۰۵). درواقع شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست میانگین هندسی دو شاخص فناوری در دوره‌های t و t+1 می‌باشد؛ بنابراین با توجه به رویکرد فار و همکاران (۱۹۹۴)، شاخص MPI به‌شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$MPI = \frac{D^{t+1}(y^{t+1},\ x^{t+1})}{D^{t}(y^{t},\ x^{t})} \times \left[\frac{D^{t}(y^{t+1},\ x^{t+1})}{D^{t+1}(y^{t+1},\ x^{t+1})} \times \frac{D^{t}(y^{t},\ x^{t})}{D^{t+1}(y^{t},\ x^{t})}\right]^{1/2} \quad (۸)$$

جملهٔ نخست سمت راست معادلهٔ (۸) تولید ناشی از پیشرفت کارایی فنی و جملهٔ دوم سمت راست نیز تولید ناشی از بهبود تکنولوژیکی می‌باشد. مقدار MPI بزرگ‌تر از یک به‌معنای رشد مثبت بهره‌وری و مقدار کمتر از یک بیانگر رشد منفی بهره‌وری می‌باشد. برای محاسبهٔ شاخص MPI و با توجه به تابع تولید کلاسیک، از متغیر ارزش افزودهٔ صنایع کارخانه‌ای به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به‌عنوان ستاده و از متغیرهای موجودی سرمایه[2] به قیمت ثابت ۱۳۹۰ و اشتغال صنایع کارخانه‌ای به‌عنوان نهاده استفاده شده‌اند. اطلاعات این متغیرها از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر در استان‌های ایران منتشر شدهٔ توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

جدول ۲: تعریف متغیرها و نحوه اندازگیری آن‌ها

Tab. 2: Variables defination and its measurement

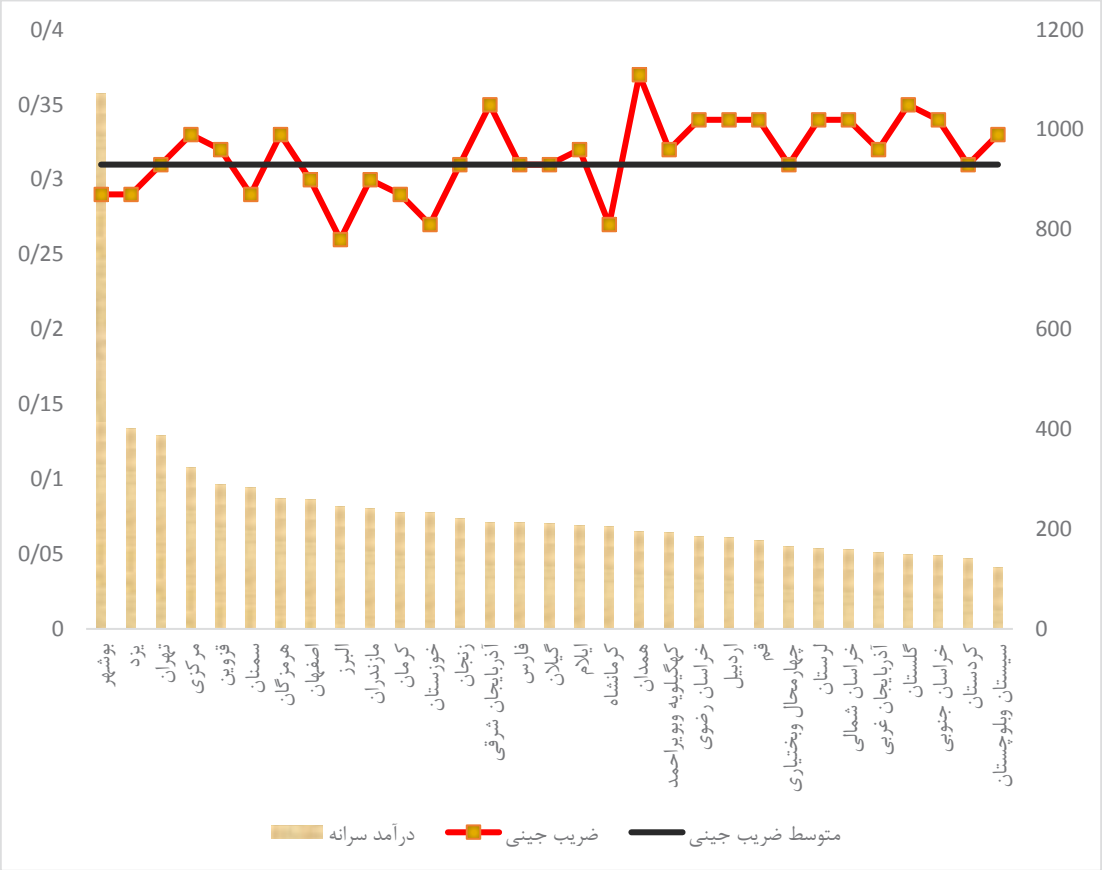
متغیرها	شاخص	نحوهٔ اندازه‌گیری
ستاده	ارزش‌افزودهٔ صنعتی استان (Y)	تعدیل‌شده با شاخص قیمت تولیدکنندهٔ بخش صنعت (ثابت ۱۳۹۰)، میلیون ریال
نهاده‌ها	موجودی سرمایهٔ صنعتی استان (K)	محاسبه با روش موجودی دائمی (ثابت ۱۳۹۰)، میلیون ریال
	اشتغال صنعتی استان (L)	تعداد افراد شاغل در کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، نفر
وابسته	شاخص بهره‌وری کل (TFP)	برآورد شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست با روش تحلیل پوششی داده‌ها
عوامل پیشران TFP	ضریب جینی (Gini)	محاسبهٔ ضریب جینی بدون گروه‌بندی که مقدار آن بین صفر و یک است.
	ساختار فراوانی عوامل تولید (K/L)	نسبت موجودی سرمایه به اشتغال صنعتی
	درآمد سرانه (GDP per capita)	نسبت تولید ناخالص داخلی استان (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) به جمعیت استان، میلیون ریال
	نرخ تورم (Inflation)	نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف‌کننده، درصد

برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی از شاخص ضریب جینی استفاده می‌شود. گزارش‌های توزیع درآمد در ایران که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، اطلاعات مربوط به وضعیت توزیع درآمد در استان‌های ایران

[1]. Barros et al.

[2]. برای برآورد موجودی سرمایه از روش موجودی‌گیری دائمی (PIM) استفاده شده است.

ارائه می‌گردد. سایر متغیرهای اثرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید شامل فراوانی ساختار عوامل تولید صنعتی استان، درآمد سرانهٔ استان و نرخ تورم استان می‌باشد. برای اندازه‌گیری ساختار فراوانی عوامل تولید از نسبت موجودی سرمایه به اشتغال صنایع تولیدی استان استفاده شده است؛ هم‌چنین برای محاسبهٔ درآمد سرانه از نسبت تولید ناخالص داخلی استان به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به جمعیت استان و برای محاسبهٔ نرخ تورم از شاخص قیمتی مصرف‌کنندهٔ استان در سال‌های مورد بررسی بهره گرفته می‌شود. داده‌های تولید ناخالص داخلی، جمعیت و شاخص قیمتی مصرف‌کنندهٔ استان از بانک داده‌های وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده است.



نمودار ۱: ضریب جینی و درآمد سرانهٔ استان‌های ایران، ۱۳۹۸؛ میلیون ریال

Diag. 1: Gini coefficient and income per capita in Iran'provinces, 2019; million rials

در نمودار (۱) ضریب جینی و درآمد سرانهٔ استان‌های ایران در سال ۱۳۹۸ نمایش داده شده است. در این نمودار متوسط ضریب جینی برای مقایسهٔ استان‌ها آورده شده که حدود ۰/۳۱ می‌باشد. ملاحظه می‌شود در این سال تقریباً بیشتر استان‌هایی که درآمد سرانهٔ پایینی دارند، ضریب جینی در آن‌ها بیش از متوسط ضریب جینی (۰/۳۱) است. هرچند در برخی استان‌ها مانند: مرکزی، قزوین، هرمزگان و آذربایجان شرقی که درآمد سالانه نسبتاً بالایی دارند، ضریب جینی بیش از مقدار متوسط است؛ اما بیشتر استان‌های با درآمد سرانهٔ بالا از ضریب جینی کمتری برخوردارند.

۵. بحث و تحلیل

۵-۱. برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید

در جدول (۳) بهره‌وری کل عوامل (TFP) و اجزاء آن برای صنایع تولیدی ۳۱ استان ایران در دورهٔ ۹۸-۱۳۹۱ ارائه شده است. پیش‌تر بیان شد اگر مقدار شاخص MPI کمتر از یک باشد، نشان از رشد منفی بهره‌وری کل است. از ۳۱ استان ایران تنها استان بوشهر رشد بهره‌وری کل مثبت را تجربهٔ نموده است. از میان دو جزو بهره‌وری کل، کارایی فنی نقش پر رنگ‌تری در مقایسه با تغییر پیشرفت تکنولوژیکی دارد. با نگاهی به نتایج این دو شاخص در می‌یابیم ۱۵ استان از رشد مثبت کارایی فنی برخوردار بوده‌اند؛ و تنها استان بوشهر پیشرفت تکنولوژیکی را تجربه کرده است؛ به عبارت دیگر، اگرچه در ۱۵ استان کارایی فنی به رشد بهره‌وری کل کمک کرده است، اما پیشرفت تکنولوژیکی، این اثر را خنثی نموده است. با توجه به این یافته‌ها صنایع تولیدی کشور می‌توانند از تجربهٔ موفقیت آمیز بعضی از کشورهای صنعتی و تازهٔ صنعتی‌شده در امر توسعهٔ تکنولوژی و صنعتی بگیرند. فراگیری و انتقال گستردهٔ تکنولوژی‌های مناسب و مدرن می‌تواند بر بهره‌وری صنایع بیفزایند و درنتیجه به توسعهٔ سریع صنعتی منجر شود.

جدول ۳: بهره‌وری کل عوامل، کارایی فنی و پیشرفت تکنولوژیکی کارگاه‌های صنعتی استان‌های ایران؛ ۹۸-۱۳۹۱

Tab. 3: Total factor productivity, technical efficiency and technological progress in Iran's provinces manufacturing establishments; 2012-2019

کد	استان	شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست و اجزاء آن		
		بهره‌وری کل عوامل	کارایی فنی	پیشرفت تکنولوژیکی
۱	آذربایجان شرقی	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲	آذربایجان غربی	۰/۹۹۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۳	اردبیل	۰/۹۹۹	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹
۴	اصفهان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۵	البرز	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۶	ایلام	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۷	بوشهر	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۸	تهران	۰/۹۹۷	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷
۹	چهارمحال‌وبختیاری	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۰	خراسان جنوبی	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۱	خراسان رضوی	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۲	خراسان شمالی	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۳	خوزستان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۴	زنجان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۵	سمنان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۶	سیستان‌وبلوچستان	۰/۹۹۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۱۷	فارس	۰/۹۹۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۱۸	قزوین	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۱۹	قم	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲۰	کردستان	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹

۲۱	کرمان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲۲	کرمانشاه	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۲۳	کهگیلویه‌وبویراحمد	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۲۴	گلستان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
۲۵	گیلان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۲۶	لرستان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۲۷	مازندران	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۲۸	مرکزی	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۲۹	هرمزگان	۰/۹۹۸	۱/۰۰۰	۰/۹۹۸
۳۰	همدان	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸
۳۱	یزد	۰/۹۹۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸

تمامی مقادیر به‌صورت میانگین هندسی هستند

۵-۲. برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل

در این پژوهش رابطهٔ بین پویایی TFP و سطح نابرابری درآمد در استان‌های ایران با استفاده از داده‌های ۳۱ استان ایران در دورهٔ ۹۸-۱۳۹۱ برآورد می‌گردد. پرسش اصلی پژوهش این است، آیا افزایش سطح نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع تولیدی استان‌های ایران اثر دارد. بخش نخست به برآورد مدل‌های ایستای فضایی و اندازه‌گیری اثرات مستقیم و سرریزهای فضایی نابرابری درآمد بر TFP اختصاص دارد. در بخش دوم اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نابرابری بر بهره‌وری در استان‌ها برآورد خواهند شد.

نتایج برآورد مدل‌های فضایی ایستا در جدول (۴) و مدل‌های پویا در جدول (۵) ارائه شده است. برآورد تمامی مدل‌ها با استفاده از ماتریس وزنی استاندارد (W) نرمال‌شده انجام شده است. تمامی تخمین‌ها با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی به‌دست آمده‌اند. نتایج آمارهٔ آزمون موران در مدل‌های برآورد شده وجود خودهم‌بستگی پانل فضایی را تأیید می‌کند. یافته‌های آمارهٔ والد نیز نشان می‌دهد ضریب اثر فضایی متغیر وابسته (ρ) معنادار می‌باشد. آمارهٔ F بیانگر معناداری مدل‌های برآوردی است. درنهایت نتایج آمارهٔ LM باوقفهٔ حکایت از آن دارد متغیر وابسته باوقفهٔ فضایی از خودهم‌بستگی فضایی برخوردار است.

جدول ٤: برآورد اثرات نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل در مدل‌های فضایی ایستا

Tab. 4: Estimating the effects of income inequality on total factor productivity in static spatial models

متغیرها	خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	خودهمبستگی فضایی (SAC)	دوربین فضایی (SDM)
ضریب جینی	-۰/۰۱***	-۰/۰۱***	-۰/۰۰۵***	-۰/۰۱***
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۴***	۰/۰۱***	۰/۰۱***
درآمد سرانه	۰/۰۰۱**	۰/۰۱***	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
تورم	-۰/۰۱**	-۰/۰۱***	-۰/۰۱۳***	-۰/۰۲***
عرض از مبداء	۰/۹۵***	۰/۹۴***	۱/۷۶***	۰/۸۹***
ضریب جینی فضایی	-	-	-	۰/۰۰۳

ساختار فراوانی عوامل تولید فضایی	–	–	–	−۰/۰۱***
درآمد سرانهٔ فضایی	–	–	–	۰/۰۱۲***
تورم فضایی	–	–	–	−۰/۰۲۱***
ضریب تعیین	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۲۴
Log likelihood	۱۱۱۴/۵	۱۰۹۹/۷	۱۱۳۶/۳	۹۲۷/۸
وقفه فضایی TFP($\boldsymbol{\rho}$)	–	۰/۸۷***	۰/۸۱***	۰/۸۳***
$\boldsymbol{\lambda}$	۰/۸۹***	–	۰/۹۶***	–
$\boldsymbol{\sigma_{\varepsilon}^{2}}$	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۵***
آمارهٔ موران جهانی	۰/۸۲***	۰/۸۲***	۰/۸۲***	۰/۷۸***
آمارهٔ والد	۲۱/۵***	۴۲/۶***	۳۵/۵***	۷۶/۰۲***
آمارهٔ F	۵/۴***	۱۰/۷***	۸/۹***	۹/۵***
آمارهٔ LM باوقفه	۴۵۲/۳***	۳۶۱/۷***	۳۸۱/۷***	۳۶۶/۷***
تعداد مشاهدات	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸

تمامی متغیرها به‌شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به‌ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ هستند.

نتایج نشان می‌دهد اثر نابرابری درآمدی بر TFP منفی و معنادار می‌باشد؛ که بیانگر آن است افزایش نابرابری درآمدی، بهره‌وری کل صنعتی را در استان‌های ایران کاهش می‌دهد. این یافته‌ها مطابق با نتایج «کیم» و «ساکاموتو» (۲۰۰۸) و «دی پیترو» (۲۰۱۴) است. ضریب برآوردی متغیر وابسته با وقفهٔ مکانی (ρ) در همهٔ مدل‌ها مثبت و معنادار بوده که نشان می‌دهد متوسط سطح TFP صنعتی در استان‌های همجوار تأثیر مثبت بر فعالیت‌های نوآورانه محلی دارد. علاوه‌بر این، ضریب برآوردی ضریب جینی باوقفهٔ مکانی در مدل دوربین فضایی پویا مثبت و معنادار است که بیان می‌دارد سطح نابرابری درآمدی در استان‌های مجاور اثر مثبت بر TFP محلی دارد. این تأثیر مثبت ممکن است عجیب به‌نظر برسد، اما در ایران چندان تعجب‌آور نیست؛ زیرا در اکثر استان‌های ایران که متوسط سطح نابرابری درآمدی نسبتاً بالا است، فرصت‌های اقتصادی کمتری وجود دارد. در نتیجه، جابه‌جایی کسب و کارها، سرمایه‌گذاری‌ها و نیروی‌کار درمیان استان‌ها در جستجوی فرصت‌های اقتصادی جدید رخ خواهد داد. این موضوع در نیروی‌کار با سرمایهٔ انسانی بالا با شدت بیشتری وجود دارد که باعث افزایش بهره‌وری در استان‌های محلی با سطوح نابرابری متوسط می‌شود. این استدلال در راستای نظریهٔ مهاجرت نیروی کار است که نشان می‌دهد مهاجرت و تصمیمات انتخاب مکان توسط رفتار افراد یا خانوارها هدایت می‌شود. افراد به‌دنبال حداکثر نمودن مطلوبیت خود هستند که تابعی از درآمد و سایر ویژگی‌های مکانی مانند کیفیت زندگی است. از این‌منظر، «تودارو:[1] (۱۹۶۹) بر اهمیت اختلاف درآمد بین مناطق به عنوان عامل کلیدی مهاجرت روستا به شهر تأکید می‌کند. ضریب تخمینی وقفهٔ مرتبهٔ نخست TFP منفی بوده که در مدل وقفهٔ فضایی غیرمعنادار و در مدل دوربین فضایی معنادار است، که نشان از ناپایداری این ضریب دارد.

[1]. Todaro

جدول ۵: برآورد اثرات نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل در مدل‌های فضایی پویا

Tab. 5: Estimating the effects of income inequality on total factor productivity in dynamic spatial models

متغیرها	مدل وقفهٔ فضایی (SAR)	مدل دوربین فضایی (SDM)
وقفهٔ مرتبه نخست TFP	−۰/۰۱۱	−۰/۱۲***
ضریب جینی	−۰/۰۸***	−۰/۰۱***
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۸***
درآمد سرانه	۰/۰۰۷***	−۰/۰۰۴
تورم	−۰/۰۰۷***	۰/۰۲۴***
ضریب جینی فضایی	–	۰/۰۱۱***
ساختار فراوانی عوامل تولید فضایی	–	−۰/۰۱***
درآمد سرانه فضایی	–	۰/۰۲۲***
تورم فضایی	–	−۰/۰۲۲***
ضریب تعیین	۰/۰۸	۰/۶۷
Log likelihood	۹۶۲/۴	۹۹۲/۶
وقفه فضایی TFP($\boldsymbol{\rho}$)	۰/۸۶***	۰/۷۸***
$\boldsymbol{\sigma_{\varepsilon}^{2}}$	۰/۰۰۰***	۰/۰۰۰***
تعداد مشاهدات	۲۱۷	۲۱۷

تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ هستند.

در جدول (۶) اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید ارائه شده است. باتوجه به نتایج، اثر مستقیم (اثر محلی) نابرابری درآمدی بر TFP صنعتی در استان‌های ایران در بلندمدت منفی و معنادار است. در مقابل اثرات غیرمستقیم (اثرات سرریز فضایی) ضریب جینی بر بهره‌وری کل در مدل وقفهٔ فضایی (SAR) ایستا و پویا منفی و معنادار و در مدل خودهمبستگی فضایی (SAC) مثبت و معنادر است. در مدل دوربین فضایی (SDM) هم در مدل ایستا و هم در پویا نابرابری درآمدی بر TFP اثر معنادار ندارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد اثر منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل در بلندمدت به‌صورت محلی تأیید می‌شود، درحالی‌که اثرات سرریز آن پایدار نیست؛ به‌عبارت دیگر، انتظار می‌رود نابرابری درآمدی در داخل استان‌های ایران بر بهره‌وری اثر بگذارد، اما نابرابری در سایر استان‌ها در بلندمدت چندان اثرگذار نخواهند بود. با این‌حال، با توجه به نتایج اثر کل بلندمدت می‌توان بیان داشت نابرابری بر بهره‌وری کل در بلندمدت اثر منفی و معنادار دارد. در کوتاه‌مدت نیز در مدل وقفهٔ فضایی (SAR) اثر مستقیم یا محلی نابرابری بر TFP منفی و معنادار دارد، اما در مدل دوربین فضایی (SDM) این اثر منفی ولی غیرمعنادار است. اثرات کوتاه‌مدت سرریز یا غیرمستقیم و هم‌چنین اثرات کل کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنعتی در مدل وقفهٔ فضایی منفی و معنادار است، اما در مدل دوربین فضایی مثبت و غیرمعنادار است. درمجموع، با توجه به نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش نابرابری درآمدی در استان‌ها اثر منفی و معنادار بر TFP در بلندمدت دارد؛ همچنین افزایش نابرابری در استان‌های همجوار، اثرات (سرریز) ناپایدار بر TFP دارد.

جدول ٦: برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بهره‌وری کل عوامل در مدل‌های فضایی ایستا و پویا

Tab. 6: Estimating the short run and long run effects of income inequality on total factor productivity in staticand dynamic spatial models

اثرات بلندمدت نابرابری بر بهره‌وری کل در مدل ایستا

متغیرها	مدل خطای فضایی (SEM)			وقفهٔ فضایی (SAR)			خودهم‌بستگی فضایی (SAC)			دوربین فضایی (SDM)		
	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل
ضریب جینی	-۰/۰۱***	-	-۰/۰۱***	-۰/۰۱۲***	-۰/۰۴۸***	-۰/۰۶***	-۰/۰۰۶***	۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۷***	-۰/۰۱۵	-۰/۰۲۲
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۲***	-	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۶***	۰/۰۲۷***	۰/۰۳۳***	۰/۰۰۷***	-۰/۰۰۴***	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۷***	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۳
درآمد سرانه	-۰/۰۰۱**	-	-۰/۰۰۱**	۰/۰۰۹***	۰/۰۳۹***	۰/۰۴۸***	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۴*	۰/۰۶۶***	۰/۰۷***
تورم	۰/۰۱**	-	۰/۰۱**	-۰/۰۰۸***	-۰/۰۳۲***	-۰/۰۴***	-۰/۰۱۳***	-۰/۰۰۸***	-۰/۰۲۱***	۰/۰۲۲***	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۷

اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری بر بهره‌وری کل در مدل پویا

متغیرها	اثرات کوتاه‌مدت مدل SAR			اثرات بلندمدت مدل SAR			اثرات کوتاه‌مدت مدل SDM			اثرات بلندمدت مدل SDM		
	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل
ضریب جینی	-۰/۰۱۱***	-۰/۰۵۱**	-۰/۰۶۲**	-۰/۰۱۱***	-۰/۰۴۶**	-۰/۰۵۷***	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۹	۰/۰۲۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۱۹	۰/۰۱۵
ساختار فراوانی عوامل تولید	۰/۰۰۸***	۰/۰۳۳**	۰/۰۴۱***	۰/۰۰۷***	۰/۰۳**	۰/۰۳۷***	۰/۰۰۷***	-۰/۰۱۳*	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۷***	-۰/۰۱**	-۰/۰۰۳
درآمد سرانه	۰/۰۱۱***	۰/۰۴۶***	۰/۰۵۷***	۰/۰۱۱***	۰/۰۴۱***	۰/۰۵۲***	۰/۰۰۳	۰/۰۸۳***	۰/۰۸۶***	۰/۰۰۱	۰/۰۵۳***	۰/۰۵۴***
تورم	-۰/۰۱۱***	-۰/۰۴۷**	-۰/۰۵۸**	-۰/۰۱***	-۰/۰۴۲**	-۰/۰۵۲***	۰/۰۲۳***	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۲۱***	-۰/۰۱۲	۰/۰۰۹

تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به‌ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ هستند.

٦. نتیجه‌گیری

این پژوهش به‌دنبال پاسخ این پرسش بود که آیا نابرابری درآمدی بر بهره‌وری کل عوامل (TFP) صنعتی در استان‌های ایران اثرگذار است. بدین‌منظور از مدل‌های پانل فضایی ایستا و پویا برای برآورد اثرات نابرابری درآمدی و اثرات سرریز آن بر TFP در دورهٔ ۹۸-۱۳۹۱ استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش نابرابری درآمدی در استان‌های محلی، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معنادار (اثرات مستقیم) بر TFP دارد. علاوه‌بر این، اثرات سرریز فضایی نابرابری درآمدی (اثرات غیرمستقیم) بر TFP در استان‌های ایران ناپایدار بوده است. این نتایج حاکی از آن است اثرات منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی در مناطق مجاور صرفاً یک نظریهٔ شهودی نیست، بلکه به‌نظر می‌رسد از نتایج مهم جهانی‌شدن اقتصاد و روابط فضایی مناطق باشد؛ البته دیدگاه‌ها در این زمینه متفاوت است. برخی بر این باورند افزایش نابرابری درآمدی سبب افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود. این گروه معتقدند وقتی اگر نابرابری درآمدی از سطح مشخصی فراتر رود، اثر آن بر رشد بهره‌وری منفی خواهد بود. «کورنیا» و «کورت»[1] (۲۰۰۱) نشان‌دادند اگر ضریب جینی از مقدار ۰/۲۵ فراتر رود، در این‌صورت نابرابری درآمدی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثر منفی خواهد داشت. با نگاهی به ضریب جینی استان‌های ایران درمی‌یابیم بیشتر آن‌ها از سطوح نابرابری بالایی برخوردار هستند. علت دیگری که می‌تواند توضیح دهد چرا نابرابری می‌تواند بر TFP در استان‌های ایران اثر منفی بگذارد، تغییر سهم درآمدی طبقات فقیر به ثروتمندان است. براساس آمارهای منتشر شده توسط مرکز آمار ایران، در سال‌های اخیر نسبت درآمد دهک‌های پایین به دهک‌های بالا درحال افزایش بوده است که نشان از افزایش نابرابری درآمدی در ایران دارد.

به‌منظور کاهش این اثرات منفی، سیاست‌های توسعهٔ اقتصادی منطقه‌ای جدید در ایران باید تجدیدنظر شود. چنین سیاست‌هایی اخیراً به‌عنوان استراتژی‌های مهم برای کاهش نابرابری‌های درآمدی منطقه‌ای و هم‌چنین برای توزیع فعالیت‌های اقتصادی در مناطق مختلف مورد تأیید قرار گرفته‌اند (نئومارک و سیمپسون[2]، ۲۰۱۵). این سیاست‌ها بایستی شامل انتقال بودجهٔ عمومی برای تقویت و توسعهٔ استان‌های کمتر توسعه‌یافته باشند. این انتقال می‌تواند به شکل سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمومی (جاده‌ها، بیمارستان‌ها و مدارس) یا مشوق‌های مالیاتی مالی باشد. علاوه‌بر این، سیاست‌های توسعهٔ منطقه‌ای می‌تواند شامل تسهیل در مقررات کسب و کار و ایجاد شرایطی برای جذب بنگاه‌های تولیدی در استان‌های محروم باشد که این‌ها آغازی برای فرآیندهای تجمع بوده و می‌تواند اثرات اقتصادی مثبت بلندمدتی را در این استان‌های موردنظر ایجاد نماید.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند از تمام افرادی که با نظرات خود به غنای مقاله افزودند، قدرددانی نمایند.

[1]. Cornia and Court
[2]. Neumark and Simpson

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، به یک اندازه در نگارش این مقاله سهیم بوده‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد و هم‌چنین این مقاله حمایت مالی نداشته است.

کتابنامه

- طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، سال‌های مختلف، مرکز آمار ایران.

- بانک داده‌های اقتصادی و مالی، وزارت امور اقتصادی و دارایی. https://databank.mefa.ir

- Akerlof, G. & Yellen, J., (1990). "The fair wage-effort hypothesis and unemployment". *Quarterly Journal of Economics*, 55: 255–283. https://doi.org/10.2307/2937787

- Alesina, A. & Perotti, R., (1996). "Income distribution, political instability and investment". *European Economic Review,* 40(6): 1203–1228. https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00030-5.

- Alesina, A. & Rodrik, D., (1994). "Distributive politics and economic growth". *Quarterly Journal of Economics,* 109(2): 465–490. https://doi.org/10.2307/2118470.

- Atkinson, A., (1999). "Is rising income inequality inevitable? A critique of the transatlantic consensus". In: *WIDER annual lecture. University of Oslo, Norway*. https://doi.org/10.51952/9781847425560.ch002.

- Autor, D.; Katz, L. F. & Kearney, M. S., (2006). "The polarization of the U.S. labour market". *American Economic Review,* 96(2): 189–194. doi: 10.1257/000282806777212620.

- Barros, C. P.; Barroso, N. & Borges, M. R., (2005). "Evaluating the efficiency and productivity of insurance companies with a Malmquist index: A case study for Portugal". *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice,* 30(2): 244-267. https://doi.org/10.1057/palgrave.gpp.2510029.

- Bourguignon, F., (2004). "The poverty-growth-inequality triangle". *Working Paper 125,* Indian Council for Research on International Economic Relations. New Delhi. http://hdl.handle.net/10419/176147.

- Braverman, A. & Stiglitz, J. E., (1989). "Credit rationing, tenancy, productivity, and the dynamics of inequality (English)". *Policy, Planning and Research Department working papers; no. WPS 176.* Washington, DC: World Bank. https://doi.org/10.1093/0198287623.003.0009.

- Cai, F., (2013). "How can Chinese economy achieve the transition toward total factor productivity growth". *Soc. Sci. China,* 1: 56-71.

- Card, D. & DiNardo, J. E., (2002). "Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles". *Journal of Labour Economics,* 20(4): 733–783. https://doi.org/10.1086/342055.

- Caves, D. W.; Christensen, L. R. & Diewert, W. E., (1982). "The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity". *Econometrica: Journal of the Econometric Society,* 1393-1414. https://doi.org/10.2307/1913388.

- Chen, H. L. & Qin, W. F., (2014). "Inclusive growth in China: a perspective from the change of inclusive total factor productivity". *China Industrial Economics*, 1: 18-30.

- Clarke, G., (1995). "More evidence on income distribution and growth". *Journal of Development Economics,* 47: 403–427. https://doi.org/10.1016/0304-3878(94)00069-O.

- Cornia, G. & Court, J., (2001). *Inequality, growth and poverty in the era of liberalization and globalization*. Policy Brief 4, Helsinki: UN University, World Institute for Development Economics Research.

- Deininger, K. & Squire, L., (1998). "New ways of looking at old issues in equality and growth". *Journal of Development Economics,* 57(2): 259–287. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00099-6.

- DiPietro, R., (2014). "Productivity growth and income inequality". *Journal of Economics and Development Studies,* 2(3): 01–08. http://dx.doi.org/10.15640/jeds.v2n3a1.

- Economic and Financial Databank of Iran, Ministry of Economic Affairs and Finance, https://databank.mefa.ir.

- Elhorst, J. P., (2010). "Spatial panel data models". In: M. Fischer & A. Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis* (Pp: 377–407). Berlin: Springer. doi:10.1007/978-3-642-03647-7_19.

- Elhorst, J., (2014b). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8.

- Fan, J. S.; Yu, X. F. & Zhou, L., (2018). "Urbanization, urban-rural gap and inclusive growth in China". *J. Quant. Tech. Econ,* 4: 41-60.

- Färe, R.: Grosskopf, S.: Norris, M. & Zhang, Z., (1994). "Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries". *The American economic review*: 66-83. https://www.jstor.org/stable/2117971.

- Findings On Survey of Manufacturing Establishments With 10 and More Workers, different years, Statistics Center of Iran.

- Forbes, K., (2000). "A reassessment of the relationship between inequality and growth". *American Economic Review,* 90(4): 869–887. doi: 10.1257/aer.90.4.869.

- Frank, M., (2008). "Inequality and growth in the United States: Evidence from a new state-level panel of income inequality measures". *Western Economic Association International,* 47(1): 55–68. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2008.00122.x.

- Freeman, R. B. & Medoff, J. L., (1984). *What do unions do?*. New York: Basic Books. https://scholar.harvard.edu/freeman/publications/what-do-unions-do.

- Fuentes, R.; Mishrab, T.; Scaviac, J. & Parhi, M., (2014). "On optimal long-term relationship between TFP, institutions, and income inequality under embodied technical progress". *Structural Change and Economic Dynamics*, 31: 89–100. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2014.08.003.

- Hanson, K. & Rose, A., (1997). "Factor productivity and income inequality: A general equilibrium analysis". *Applied Economics,* 29(8): 1061–1071. https://doi.org/10.1080/000368497326453.

- Galor, O. & Tsiddon, D., (1997). "The distribution of human capital and economic growth". *Journal of Economic Growth,* 2(1): 93–124. https://doi.org/10.1023/A:1009785714248.

- Hassler, J. & Mora, J., (2000). "Intelligence, social mobility and growth". *American Economic Review,* 90: 888–908. doi: 10.1257/aer.90.4.888.

- Isaksson, A., (2007). "Determinants of total factor productivity: A literature review". *UNIDO Staff Working Paper*, 02. Vienna: Research and Statistics Branch, United Nations Industrial Development Organization. https://www.academia.edu/download/77657858/Determinants_of_Total_Factor_Productivit20211229-26437-12q8kht.pdf.

- Kim, C. & Sakamoto, A., (2008). "Does inequality increase productivity? Evidence from US manufacturing industries, 1979 to 1996". *Work and Occupations,* 35(1): 85–114. https://doi.org/10.1177/0730888407311975.

- LeSage, J. P. & Pace, R. K., (2009). *Introduction to spatial econometrics*. New York: CRC Press. https://doi.org/10.4000/rei.3887.

- Li, H. & Zou, H., (1998). "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence". *Review of Development Economics,* 2(3): 318–334. https://doi.org/10.1111/1467-9361.00045.

- Lu, J.; Liu, X.; Wright, M. & Filatotchev, I., (2014). "International experience and FDI location choices of Chinese firms: The moderating effects of home country government support and host country institutions". *Journal of International Business Studies,* 45(4): 428-449. https://doi.org/10.1057/jibs.2013.68.

- Mahy, B.; Rycx, F. & Volral, M., (2011). "Wage dispersion and firm productivity in different working environments". *British Journal of Industrial Relations*, 49(3): 460–485. https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2009.00775.x.

- Malmquist, S., (1953). "Index numbers and indifference surfaces". *Trabajos de estadística,* 4(2): 209-242. https://doi.org/10.1007/BF03006863.

- Neumark, D. & Simpson, H., (2015). "Place-based policies". In*: Handbook of regional and urban economics*, 5: 1197-1287, Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59531-7.00018-1.

- Ngepah, N., (2016). *In search of bad inequalities for growth and appropriate policy choices for their reduction in Africa*. United Nations: Overseas Development Institute. http://southernvoice.org/wp-content/uploads/2016/10/In-search-of-bad-inequalities-for-growth-and-appropriate-policy-choices-for-their-reduction-in-Africa.pdf.

- Pede, V. O.; Barboza, G.; Sparks, A. H. & McKinley, J., (2018). "The inequality-growth link revisited with spatial considerations: The case of provinces in the Philippines". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23(3): 411–427. https://doi.org/10.1080/13547860.2018.1503765.

- Persson, T. & Tabellini, G., (1994). "Is inequality harmful for growth*?*". *American Economic Review,* 84(3): 600–621. doi: 10.3386/w3599.

- Piketty, T.; Saez, E.; Zucman, G.; Alvaredo, F. & Chance, L., (2018). *World inequality report 2018.* Post-Print halshs-01885458, HAL. https://wir2018.wid.world/.

- Risso, W. A. & Carrera, E. S., (2019). "On the impact of innovation and inequality in economic growth, economics of innovation and new technology". *Taylor & Francis Journals,* 28(1): 64–81. https://doi.org/10.1080/10438599.2018.1429534.

- Solt, F., (2016). "The standardized world income inequality database". *Social science quarterly,* 97(5): 1267-1281. https://doi.org/10.1111/ssqu.12295.

- Todaro, M. P., (1969). "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries". *The American economic review,* 59(1): 138-148. https://www.jstor.org/stable/1811100.

- Zhang, L. & Li, J., (2016). "Theoretical Relationship and Empirical Analysis of Income Distribution and Economic Growth". *Management World,* (11):1–10.

Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.*

Bu-Ali Sin University

Inflation and Economic Growth in Middle East Countries; A Threshold Panel Approach

Mohammad Sadeghi, L.[1], Sedaghat Kalmarzi, H.[2], Nademi, Y.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27845.3592
Received: 2023.05.18; Accepted: 2023.07.16
Pp: 159-179

Abstract

Economists and policymakers worldwide consider economic growth and inflation as crucial macroeconomic variables. The correlation between these two variables has been a captivating topic in recent decades, but the literature lacks clarity on this relationship. Therefore, this study aims to investigate the connection between inflation and economic growth in Middle Eastern countries during the 2000-2021 period using a threshold panel model. The empirical findings suggest that there is a nonlinear relationship between inflation and economic growth in these countries. Specifically, when inflation is below 10.1 percent, it has not a significant impact on economic growth. However, beyond this threshold level of inflation, it has a significant negative impact on economic growth. High inflation as a way of increasing inflation expectations may increase the cost of production and decrease production and economic growth. Furthermore, high inflation leads to high volatility in inflation expectations which increases uncertainty in investment and production. This volatility damages people's confidence in government policies which may decrease the effectiveness of monetary and fiscal policies in the economy. Moreover, high inflation decreases the competitive power of domestic producers against foreign producers which decreases exports and ultimately leads to decreased economic growth.

Keywords: Inflation, Economic Growth, Middle East Countries, Threshold Panel Approach.
JEL Classification: E31, O47, N15, C24.

1. Assistant Professor, Department of Management, Faculty of Management and Accounting, Firoozabad Branch, Islamic Azad University, Firoozabad, Iran
2. Ph.D. in Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran (Corresponding Author).
Email: Younesnademi@abru.ac.ir

Citations: Mohammad Sadeghi, L.; Sedaghat Kalmarzi, H. & Nademi, Y., (2023). "Inflation and Economic Growth in Middle East Countries; A Threshold Panel Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(47): 159-179. doi: 10.22084/aes.2023.27845.3592
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5245.html?lang=en

1. Introduction

The correlation between inflation and economic growth is a captivating topic in macroeconomics. Previous research has yielded inconsistent findings regarding this relationship. Some scholars, such as Cameron et al (1996), Dorrance (1963), and Sidrauski (1967), have found no significant correlation between inflation and economic growth. Conversely, other researchers, including Mallik and Chowdhury (2001), Shi (1999), and Tobin (1965), have concluded that inflation has a positive impact on economic growth. Meanwhile, Andrés Domingo & Hernando Castellet (1997), Barro (1996), De Gregorio (1992), Friedman (1956), Gylfason (1991, 1998), Saeed (2007), and Stockman (1981) have discovered that inflation has a negative effect on economic growth. Finally, some scholars have proposed that there is a nonlinear connection between inflation and economic growth. Fischer (1993), Sarel (1996), Ghosh and Phillips (1998), Bruno and Easterly (1998), Khan and Senhadii (2001), Kremer et al (2013), and Vinayagathasan (2013) suggest that there is an optimal inflation rate that maximizes economic growth. Prior to the threshold value of inflation or during the low-inflation regime, there is a positive correlation between inflation and growth; however, after the threshold value or during the high-inflation regime, there is a negative correlation between inflation and growth. This paper examines the nonlinear relationship between inflation and economic growth in Middle Eastern countries using a dynamic threshold panel model.

According to Kremer et al (2013), high inflation can have negative effects on long-term economic growth, but Barro (1996) suggests that the evidence for this relationship is not conclusive. Additionally, Blanchard et al (2010) argue that it is difficult to determine the impact of inflation on growth in low inflation environments. Therefore, more research is needed to fully understand the relationship between inflation and economic growth.

Policy makers in developing countries are particularly interested in understanding the determinants of economic growth. Inflation is one factor that can have an ambiguous effect on growth. This paper aims to investigate the relationship between inflation and economic growth in Middle Eastern countries including

Egypt, Iran, Turkiye, Saudi Arabia, United Arab Emirates (UAE), Jordan, Oman, Kuwait and Bahrain. The insufficient research on the relationship between inflation and growth in Middle Eastern countries has inspired us to write this paper and shed light on this topic. Additionally, given the impact of the COVID-19 pandemic on economic growth, we have incorporated a novel approach by using dummy variables to assess its effect on Middle Eastern countries.

This paper is divided into five sections. The second section provides a review of the relevant literature on the topic, while the third section outlines the econometric model used in the analysis. Section four presents the empirical results, and the final section draws conclusions.

2. Review of Literature

Economists are increasingly in agreement that inflation has a decreasing impact on long-term economic growth. However, empirical studies on the relationship between inflation and growth have been unclear. Early studies by Dorrance (1963) and Johanson (1967) found no connection between inflation and growth, while later studies by Fischer (1993) and Barro (1996) found a small but significant impact. Mallik & Chowdhury (2001) examined the relationship between inflation and GDP growth in four South Asian countries and found a positive long-term relationship, suggesting that moderate inflation can be beneficial for growth. In contrast, Gillman & Harris (2010) studied 13 transition countries over a period of 1990-2003 and found a strong negative effect of inflation on growth. Sala-i-Martin (1997) suggests that linear cross-country growth regressions are not robust enough to fully understand the relationship between inflation and long-term growth, as it may be non-linear. For example, Bruno and Easterly (1998) showed that the effect of inflation on growth increases after it exceeds a threshold level of 40%. This non-linearity is not limited to developing countries with hyperinflation but also applies to developed countries with lower inflation targets. López-Villavicencio and Mignon (2011) conducted a study on the impact of inflation on economic growth in various countries, including both developed and developing economies. They utilized a dynamic GMM panel model with smooth transition and discovered that

inflation has a non-linear effect on economic growth. Their research revealed that there is a threshold beyond which inflation negatively affects growth, while below this threshold, it enhances growth for advanced countries. Similarly, Sergii (2009) investigated the relationship between inflation and growth in CIS countries from 2001 to 2008 and found that there is also a non-linear relationship between the two variables. The threshold inflation rate was identified as 8%. In another study, Fakhri (2011) examined the impact of inflation on economic growth in Azerbaijan from 2000 to 2009. The results showed that there is a non-linear relationship between the two variables, with a threshold level of inflation at 13%. Below this level, inflation has a significant positive impact on economic growth; however, when it exceeds this threshold, the relationship becomes negative. Hwang and Wu (2011) analyzed official provincial data from China spanning from 1986 to 2006 to investigate the nonlinear effects of inflation on economic growth. They found that there is also an inflation threshold effect in China. Above the threshold of 2.50%, every one-percentage point increase in the inflation rate impedes economic growth by 0.61%, while below this threshold, every one-percentage point increase in the inflation rate stimulates growth by 0.53%. According to Vaona (2012), the intertemporal elasticity of substitution of working time is a crucial factor in determining the relationship between inflation and economic growth. When this parameter is set to zero, the relationship is weak and hump-shaped, but when it is greater than zero, inflation has a significant negative impact on growth. Ayyoub et al (2011) have also found that inflation can be detrimental to economic growth beyond a certain threshold level, and recommend that policymakers in Pakistan keep inflation below 7% and maintain stability. Seleteng et al (2013) used a Panel Smooth Transition Regression (PSTR) method to estimate the threshold level of inflation in the Southern African Development Community (SADC) region and found it to be 18.9%, with a smooth but rapid transition from low to high inflation regimes. Baglan and Yoldas (2014) estimated a flexible semi parametric panel data model that considers nonlinear effects of inflation on economic growth in developing economies. They discovered that inflation only has a negative impact on growth after reaching a threshold of 12%, and that models with restrictive functional form assumptions tend to underestimate the marginal effects of inflation on economic

growth. Manamperi (2014) investigated the short and long-run relationships between inflation and economic growth in BRICS countries using ARDL and VAR models over three decades. The results showed that only India had a positive long and short-run relationship between inflation and economic growth, while Brazil, Russia, China, and South Africa all had significant negative short-run relationships. Kumar and Gupta (2014) utilized three methods, including spline regression, VAR, and non-linear regression, to determine the threshold level of inflation in the inflation-growth nexus for the Indian economy using quarterly data from 2004-2013. They found that the threshold level of inflation was estimated to be 7.7%. Bittencourt et al (2015) conducted a panel data analysis to investigate the impact of inflation on economic growth in 15 sub-Saharan African countries from 1980-2009. Their findings revealed that inflation had a negative effect on growth and offset the Mundell-Tobin effect, ultimately reducing economic activity. Ibarra and Trupkin (2016) examined the inflation-growth nexus in developing countries from 1950-2009 using a threshold panel model. They discovered that developing countries had higher estimated thresholds of inflation than developed countries and that institutional quality played a significant role in determining these thresholds. Additionally, they found that increasing institutional quality increased the cost of inflation. Dammak and Helali (2017) studied the relationship between inflation and economic growth in Tunisia from 1993-2012. Their empirical results showed that there was one threshold value for inflation indicating nonlinearity in the nexus between inflation and growth in Tunisia. The estimated threshold value was approximately 3.48%, with inflation fostering economic growth before this value but decreasing it above this level.

Ahmad (2022) using an ARDL model, investigated the relationship between inflation and economic growth in Pakistan. He analyzed data from 1985 to 2019 and finds that there is a negative relationship between inflation and economic growth in Pakistan. The study suggested that policymakers should focus on controlling inflation to promote economic growth in the country.

Madurapperuma (2023) has examined the relationship between money supply, inflation and economic growth of Sri Lanka during 1990-2021 using co-integration and causality analysis. The results of the paper has shown that money supply has

caused inflation and inflation has had a negative effects on both short- and long-term economic growth. Also, in long-term, the increase in money supply has a negative effect on economic growth.

Numerous economists concur that there exists a non-linear correlation between inflation and economic growth in both developed and developing nations. However, the crucial inquiry is how inflation levels impact economic growth. This paper aims to address this issue specifically for Middle Eastern countries. To the best of our knowledge, no research has been conducted on the non-linearity of inflation-growth in Middle Eastern nations.

3. Model Specification and Data Description

3-1. Model Specification

Following Kremer et al (2013), we have used the following model:

$$growth_{it} = \beta_1 + A(Z_t \leq h)[\beta_2 inf_{it}] + A(Z_t > h)[\beta_3 inf_{it}] + \varphi X_{it} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$A(Z_t > h) = \begin{cases} 1 & if \quad Z_t > h \\ 0 & if \quad Z_t \leq h \end{cases} \qquad (2)$$

$$A(Z_t \leq h) = \begin{cases} 1 & if \quad Z_t \leq h \\ 0 & if \quad Z_t > h \end{cases} \qquad (3)$$

Where "$growth_{it}$" is the GDP growth, "inf_{it}" is the inflation rate, and Z_t is the threshold variable, which in this case is the inflation rate. $X_{it}$is a vector of control variables consisting of logarithm of oil rent, population growth, growth of capital formation, school secondary enrolment (as an index for human capital), and the logarithm of trade share in GDP (as an index for trade openness). Also, we have used a dummy variable for the COVID-19 pandemic index, with a value of 1 for the years 2020 and 2021, and 0 for all other years. The value of h is the threshold value, which we obtain by minimizing the residual sum of squares in equation 1. We can find the threshold value by estimating regression (1) using OLS method and finding the minimum residual sum of squares with a re-ordered threshold variable (Nademi & Winker, 2022). In this paper, the threshold variable is inflation rate. We used Hansen's method (1999) to estimate the model.

3-2. Data Description

The data was gathered from the World Development Indicators (WDI), and based on this data, we present statistics regarding ten Middle Eastern countries, including Egypt, Iran, Turkiye, Saudi Arabia, United Arab Emirates (UAE), Qatar, Jordan, Oman, Kuwait and Bahrain. Among these countries, Turkiye, Saudi Arabia, and Iran had the largest economies in terms of GDP-PPP in 2021. Some Middle Eastern countries heavily rely on oil revenues such as Saudi Arabia, Kuwait, Qatar, UAE and Iran. This oil dependency has various effects on macroeconomic variables like inflation, economic growth and income inequality (Nademi, 2018). For example, when oil revenues decrease in Iran's government budget deficit increases and financing the deficit with borrowing from central bank leads to an increase in monetary base, liquidity and inflation. On the other hand, increasing oil revenues can help policy makers control exchange rates and finance imported goods like capital and intermediate goods for producers which can boost domestic production and economic growth. However, if increasing oil revenues lead to an increase in government size and rent-seeking activities it may be subject to the resource curse hypothesis which can distort economic growth.

Figures 1-2 illustrate economic growth rates, and inflation rates respectively for ten Middle Eastern countries from 2000 to 2021. Qatar had the highest average economic growth rate of around 8.1% during this period while Oman and Kuwait had the lowest average economic growth rates of approximately 2.97%. The maximum economic growth rate was recorded in Qatar at 26.17% in 2006 while Kuwait had the lowest economic growth rate at -8.85% in 2020.

Iran, with an average inflation rate of about 19.4%, have the highest inflation rates among Middle Eastern countries from 2000 to 2021. Bahrain, with an average inflation rate of about 1.46%, has the lowest inflation rate among Middle Eastern countries. Turkiye had the highest inflation rate among these countries at 54.91% in 2000, while Qatar had the lowest inflation rate at -4.86% in 2009.

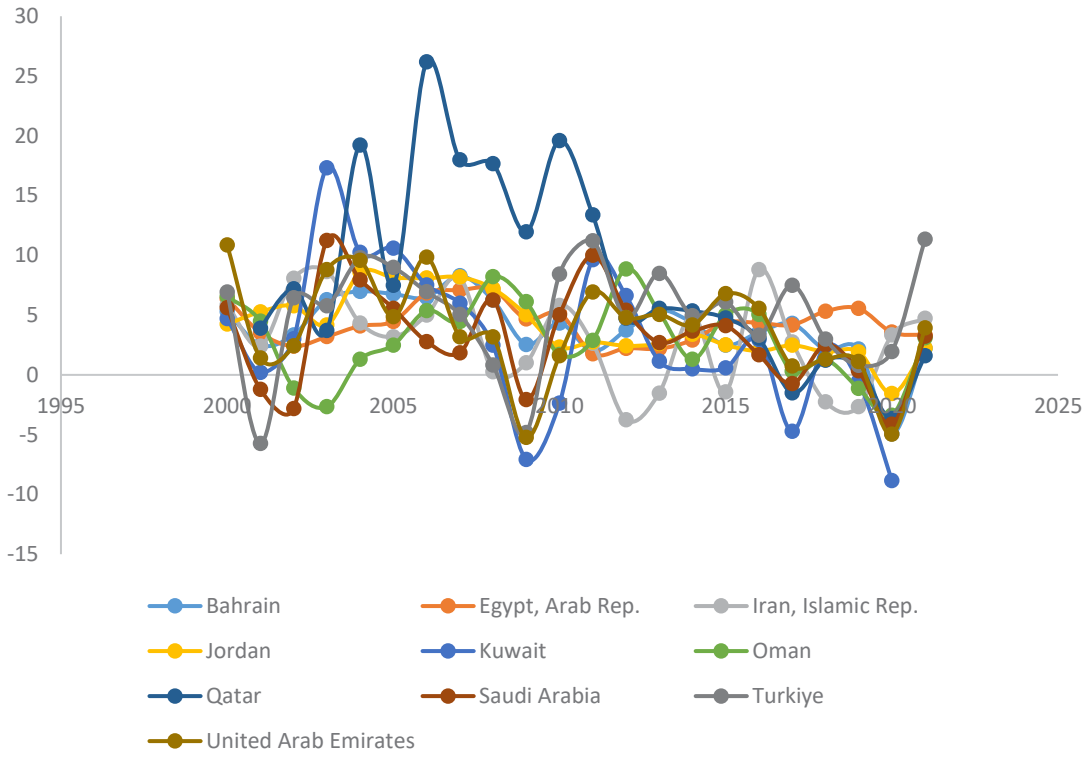


Fig. 1: Economic Growth in Middle East during 2000-2021

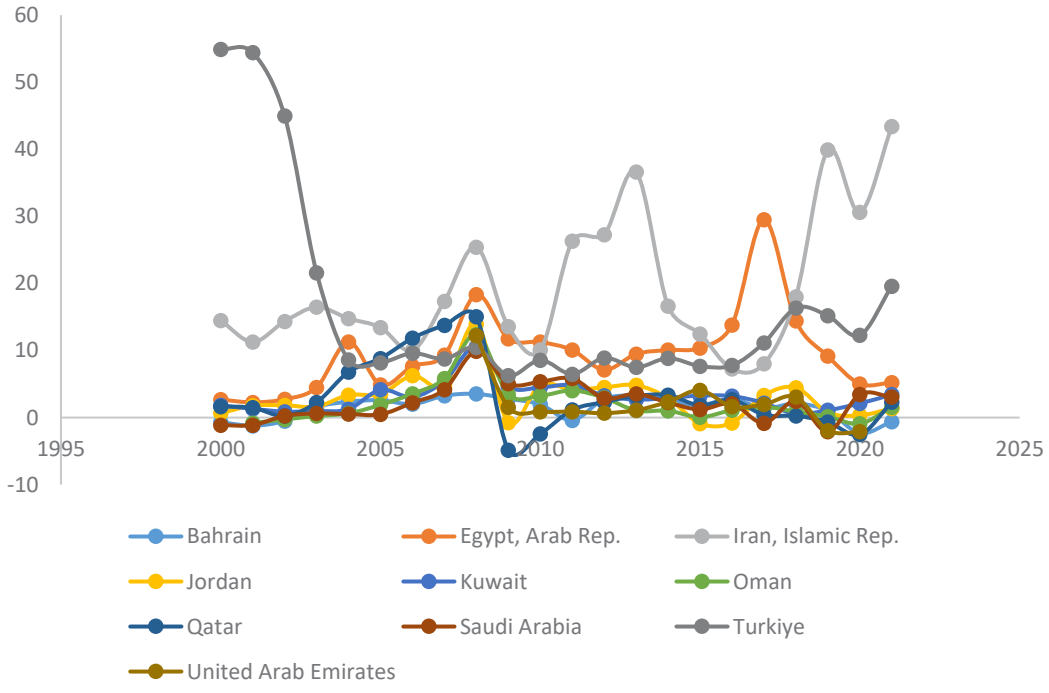


Fig. 2: Inflation in Middle East during 2000-2021

4. Empirical Results

First of all, we have tested unit root of the variables using the Levin, Lin & Chu unit root test. Table 1 shows the results of the unit root test.

Tab. 1: Levin, Lin & Chu unit root test

Variable	Statistic	Test Type	P-Value
Economic growth	-5.04	Intercept	0.00
Inflation	-4.49	Intercept	0.00
Population Growth	-2.20	Intercept and Trend	0.01
Log (Trade openness)	-2.37	Intercept	0.00
Log (Oil Rent)	-3.31	Intercept and Trend	0.00
Growth of Capital Formation	-6.33	Intercept	0.00
School secondary enrolment (Human Capital)	-2.10	Intercept	0.01

(Source: Own Calculations).

According to the Levin, Lin & Chu unit root test, all variables are stationary. Therefore, we can estimate the long-run model using standard methods.

Table 2 presents the results of estimating the model using a dynamic threshold panel approach for Middle East countries from 2000 to 2021.

Tab. 2: Estimation Results for Middle East Countries

Variable	Coefficient	P-Value
Intercept	-8.61	0.33
Inflation before Threshold Value (inf<=0.101)	0.10	0.22
Inflation after Threshold Value (inf>0.101)	-0.03	0.06
Population Growth	0.24	0.01
Log (Trade openness)	1.50	0.52
Growth of Capital Formation	0.13	0.00
School secondary enrolment (Human Capital)	0.04	0.00
Log (Oil Rent)	0.29	0.63
COVID Dummy	-3.41	0.00
R-Square	0.55	
Durbin Watson	2.05	
F-Statistics (P-Value)	8.77 (0.00)	
Jarque-Bera (P-Value)	0.31 (0.85)	

(Source: Own Calculations).

Based on above results, we can conclude following sentences:

There is a non-linear relationship between inflation and economic growth in Middle Eastern countries. When inflation is less than 10.1 percent, it has not a significant impact on economic growth in these countries. However, after this threshold level of inflation, it has a significant negative impact on economic growth. Therefore, policymakers in these countries should be careful about their monetary policy as it may harm economic growth. Only low inflation, around one percent, is not harmful for improving economic growth.

To justify the non-linear impact, we can say that low inflation may increase the incentive of producers to gain more profits and improve production, which then boosts economic growth but its impact is not significant. In contrast, when inflation is high, production costs increase and production decreases, damaging growth. High inflation as a way of increasing inflation expectations may also increase the cost of production and decrease production and economic growth. Furthermore, high inflation leads to high volatility in inflation expectations which increases uncertainty in investment and production. This volatility damages people's confidence in government policies which may decrease the effectiveness of monetary and fiscal policies in the economy. Moreover, high inflation decreases the competitive power of domestic producers against foreign producers which decreases exports and ultimately leads to decreased economic growth. For the Iranian economy, high inflation has distorted economic growth in Iran. The cause of high inflation in Iran is due to its oil dependency and the large size of its government. A big government requires a big budget, resulting in common budget deficits. Financing these deficits by borrowing from the central bank creates excess money and inflation. Additionally, when oil revenue increases, such as during the oil shock in 1973, money creation and inflation occur due to an increase in net foreign assets of the central bank as a way to transfer petrodollars to domestic money. Finally, the Iranian banking system is governmental and enforces some planning by providing cheap loans for economic activities, leading to a large debt of the banking system to the central bank that creates excess money and inflation.

Population growth has a positive impact on economic growth in Middle Eastern countries during 2000-2021. A larger population means a larger pool of potential workers, which can lead to increased productivity and output. Also, a larger population means more consumers, which can lead to increased demand for goods and services, leading to increased production and economic growth. Furthermore, it can lead to more innovation and technological advancements as there are more people with different skills and ideas. Finally, a growing population can attract investment in infrastructure, housing, and other sectors that support economic growth.

The logarithm of trade openness or log (Export+Import/GDP) has not a significant impact on economic growth. There could be several reasons why trade openness, measured as the ratio of exports plus imports to GDP, has not had a significant impact on economic growth in Middle East countries during the period 2000-2021. Some possible explanations are:

1. Limited diversification of exports: Many Middle East countries heavily rely on oil and gas exports, which account for a large share of their total exports. This means that their export base is narrow and vulnerable to fluctuations in global oil prices. Moreover, the production and export of oil and gas are often dominated by foreign companies, which may not contribute much to the local economy beyond royalties and taxes. Therefore, even if trade openness increases, it may not lead to significant economic growth if the export base remains limited.

2. Weak institutional framework: Many Middle East countries suffer from weak governance, corruption, and political instability, which can deter foreign investors and hinder trade flows. Moreover, some countries have protectionist policies that limit imports or favor domestic producers over foreign competitors. These factors can reduce the benefits of trade openness and limit its impact on economic growth.

3. Structural challenges: Some Middle East countries face structural challenges such as high unemployment rates, low productivity levels, and inadequate infrastructure that can hinder economic growth regardless of trade openness. For example, youth unemployment rates in some countries exceed 25%, which

indicates a mismatch between labor supply and demand. Similarly, low productivity levels can limit the competitiveness of local firms in global markets.

4. External shocks: Finally, external shocks such as wars, conflicts, or natural disasters can disrupt trade flows and damage infrastructure, leading to negative impacts on economic growth. Many Middle East countries have experienced such shocks during the period 2000-2021, which may have offset any positive effects of trade openness on economic growth.

The growth of capital formation has had a significant positive impact on economic growth for several reasons. Investment in new machinery and equipment can lead to increased productivity as workers are able to produce more output with the same amount of input. This can lead to higher profits for firms and higher wages for workers. Also, investment in research and development can lead to the development of new technologies that can improve production processes, reduce costs, and increase efficiency. Furthermore investment in infrastructure projects such as roads, bridges, and airports can create jobs and stimulate economic activity. Moreover, capital formation requires savings from households and firms which can be used for investment purposes. This leads to a higher level of savings in the economy which can be used for future investment projects. 5. Improved human capital: Investment in education and training programs can improve the skills of workers which can lead to increased productivity and higher wages.

Human capital has had a significant positive impact on economic growth. Human capital enhances productivity by increasing the efficiency and effectiveness of workers. Skilled workers are able to produce more output per unit of time than unskilled workers. Also, human capital promotes innovation by enabling individuals to develop new ideas, technologies, and products that can improve economic production. Furthermore, human capital encourages entrepreneurship by providing individuals with the skills and knowledge needed to start and run successful businesses. Finally, Human capital allows individuals to specialize in specific tasks or industries, which leads to greater efficiency in production.

Oil rent has had not a significant impact on economic growth. This could be due to several factors related to the resource curse hypothesis:

1. Dependence on a single commodity: Middle East countries heavily rely on oil exports as their main source of revenue. This dependence on a single commodity makes them vulnerable to fluctuations in global oil prices and demand.

2. Rent-seeking behavior: The abundance of oil rents can create incentives for rent-seeking behavior among elites, leading to corruption and mismanagement of resources.

3. Lack of diversification: The focus on oil exports has led to a neglect of other sectors such as manufacturing and agriculture, which could have contributed to economic growth.

4. Political instability: The concentration of wealth and power in the hands of a few individuals or groups can lead to political instability and conflict.

The COVID pandemic has had a negative impact on economic growth in Middle East countries for several reasons:

1. Decline in oil prices: Middle East countries heavily rely on oil exports as a major source of revenue. The pandemic led to a decline in global demand for oil, resulting in a significant drop in oil prices. This has had a severe impact on the economies of these countries.

2. Disruption of supply chains: The pandemic has disrupted global supply chains, leading to shortages of essential goods and services. This has affected the manufacturing and service sectors, which are important contributors to the economy.

3. Reduced tourism: Many Middle East countries like UAE, Turkiye, and Saudi Arabia rely heavily on tourism as a source of revenue. The pandemic has led to travel restrictions and reduced demand for travel, resulting in a significant decline in tourism revenues.

4. Job losses: The pandemic has led to job losses across various sectors, including hospitality, retail, and manufacturing. This has resulted in reduced consumer spending and lower economic growth.

5. Government spending: Governments have had to spend significant amounts of money on healthcare and social welfare programs to mitigate the impact of the pandemic. This has resulted in increased government debt and reduced funds for other development projects.

The results of Durbin Watson and Jarque-Bera tests show no auto correlation and normality in error terms respectively. The F-statistics also indicate that the regression is significant.

Due to high inflation in Iran and the possible impact of the Iranian economy on the results of other Middle Eastern countries, we excluded Iran from our analysis and re-estimated the model for the remaining countries.

Tab. 3: Estimation results for Middle East countries without Iranian economy

Variable	Coefficient	P-Value
Intercept	-2.97	0.73
Inflation before Threshold Value (inf<=0.086)	0.15	0.07
Inflation after Threshold Value (inf>0.086)	-0.01	0.27
Population Growth	0.23	0.01
Log (Trade openness)	-0.16	0.94
Growth of Capital Formation	0.12	0.02
School secondary enrolment (Human Capital)	0.06	0.03
Log (Oil Rent)	0.72	0.24
COVID Dummy	-4.36	0.00
R-Square	0.62	
Durbin Watson	1.89	
F-Statistics (P-Value)	10.16 (0.00)	
Jarque-Bera (P-Value)	4.83 (0.09)	

(Source: Own Calculations).

We found that in the sample without Iran, the threshold inflation has decreased by about two percent. However, there still exists a nonlinear relationship between inflation and growth. In this new sample, we found that before the threshold of 8.6%, inflation has a significant positive impact on economic growth. This effect was previously insignificant when Iran was included in the sample. Additionally,

beyond this new threshold value, inflation has a negative but insignificant effect on economic growth. This is in contrast to when Iran was included in the sample where this effect was significant. Therefore, adding Iran in the sample highlights the negative effect of inflation on economic growth and mitigates its positive effect in low inflation regimes. The other coefficients remain constant.

Therefore, in Middle Eastern countries, there is a non-linear relationship between inflation and economic growth. Among these countries, Iran has the worst rank of inflation. The Iranian economy is highly dependent on oil revenue. When oil revenue increases, the foreign assets of the Iranian central bank will increase, leading to an increase in monetary base, liquidity, and inflation. When oil revenue decreases, the government focuses on budget deficits and borrows from the central bank, leading to an increase in monetary base, liquidity, and inflation. For policymakers in Iran, it is necessary to make the government budget independent of oil revenue to control inflation.

5. Conclusion

The correlation between inflation and economic growth is a crucial aspect of macroeconomics that has garnered the attention of many researchers and policymakers. While some studies have found a positive relationship between the two variables, others have discovered a negative or non-linear relationship. This paper focuses on investigating this relationship in Middle Eastern countries using a threshold panel model. The results indicate that there is indeed a non-linear relationship between inflation and economic growth in these countries, with inflation having an insignificant impact on growth when it is below 10.1 percent but a negative impact when it exceeds this threshold. Therefore, policymakers in Middle Eastern countries such as Iran should aim to keep inflation under control through rule monetary policy or inflation targeting in order to promote economic growth.

Acknowledgment
We would like to express our sincere appreciation to the editor and reviewers for their valuable contributions and insightful feedback in the review process of this scientific paper.

Observation Contribution
It is important to note that all authors have contributed equally to the work. Each author has played a crucial role in designing and conducting literature, analyzing data, and interpreting results. Additionally, they have collaborated closely in writing and revising the manuscript. The equal contribution of all authors highlights their collective effort and dedication to this study.

Conflict of Interest
The authors of this paper declare that they have no conflict of interest.

References

- Andrés Domingo, J. A., & Hernando Castellet, I., (1997). *Does inflation harm economic growth?: evidence for the OECD.* Documentos de trabajo/Banco de España, 9706.

- Ahmad, T., (2022). "A Case of Pakistan Investigating the Relationship between Inflation and Economic Growth: A Case of Pakistan". *Acta Pedagogia Asiana*, 1(1): 1-8.

- Ayyoub, M.; Chaudhry, I. S. & Farooq, F., (2011). "Does inflation affect economic growth? The case of Pakistan". *Pakistan Journal of Social Sciences*, 31(1): 51-64.

- Baglan, D. & Yoldas, E., (2014). "Non-linearity in the inflation–growth relationship in developing economies: Evidence from a semi parametric panel model". *Economics Letters*, 125(1): 93-96.

- Barro, R. J., (1996). "Inflation and growth". *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis,* 78: 153-169.

- Bittencourt, M.; Eyden, R. & Seleteng, M., (2015). "Inflation and Economic growth: evidence from the southern African Development Community". *South African Journal of Economics,* 83(3): 411-424.

- Blanchard, O.; DellAriccia, G. & Mauro, P., (2010). *Rethinking Macroeconomic Policy.* IMF Staff Position Note SPN/10/03.

- Bruno, M. & Easterly, W., (1998). "Inflation crises and long-run growth". *Journal of Monetary Economics*, 41: 3–26.

- Cameron, N.; Hum, D. & Simpson, W., (1996). "Stylized facts and stylized illusions: Inflation and productivity revisited". *Canadian Journal of Economics*, 29: 152–162.

- Dammak, T. B. & Helali, K., (2017). "Threshold Effects on the Relationship Between Inflation Rate and Economic Growth in Tunisia". *International Economic Journal,* 31(2): 310-325.

- De Gregorio, J., (1992). "The effect of inflation on economic growth". *European Economic Review*, 36: 417–424.

- Dorrance, G. S., (1963). "The Effect of Inflation on Economic Development". *Staff Papers-International Monetary Fund*, 1-47.

- Fischer, S., (1993). "The role of macroeconomic factors in growth". *Journal of monetary economics,* 32(3): 485-512.

- Friedman, M., (1956). "The quantity theory of money: A restatement". In: M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity theory of money* (pp. 3–21). Chicago: University of Chicago Press.

- Ghosh, A. & Phillips, S., (1998). "Warning: Inflation may be harmful to your growth". *Staff Papers*, 45(4): 672-710.

- Gillman, M. & Harris, M. N.و (2010). "The effect of inflation on growth". *Economics of Transition*, 18(4): 697-714.

- Gylfason, T., (1991). "Inflation, growth and external debt: A view of the landscape". *World Economy*, 14: 279–297.

- Gylfason, T., (1998). "Output gains from economic stabilization". *Journal of Development Economics,* 56: 81–96.

- Fakhri, H., (2011). "Relationship between inflation and economic growth in Azerbaijani economy: is there any threshold effect?". *Asian journal of business and management sciences*, 1(1): 1-11.

- Hansen, B. E., (1999). "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference". *Journal of econometrics*, 93(2): 345-368.

- Hwang, J. T. & Wu, M. J., (2011). "Inflation and economic growth in China: an empirical analysis". *China & World Economy*, 19(5): 67-84.

- Ibarra, R. & Trupkin, D. R., (2016). "Reexamining the relationship between inflation and growth: Do institutions matter in developing countries?". *Economic Modelling,* 52: 332-351.

- Johnson, H. G., (1967). "Is inflation a retarding factor in economic growth". *Fiscal and Monetary Problems in Developing States*, 121-37.

- Khan, M. S. & Ssnhadji, A. S., (2001). "Threshold effects in the relationship between inflation and growth". *IMF Staff papers*, 1-21.

- Kremer, S.; Bick, A. & Nautz, D., (2013). "Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis". *Empirical Economics*, 44: 861-878.

- Kumar, A. & Gupta, A., (2014). "Threshold Level of Inflation for Growth-Empirical Study". *LBS Journal of Management & Research*, 12(2): 63-69.

- López-Villavicencio, A. & Mignon, V., (2011). "On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter?". *Journal of Macroeconomics,* 33(3): 455-464.

- Madurapperuma, W., (2023). "Money supply, inflation and economic growth of Sri Lanka: co-integration and causality analysis". *Journal of Money and Business.* Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/JMB-08-2022-0039.

- Mallik, G. & Chowdhury, R. M., (2001). "Inflation and economic growth: Evidence from South Asian countries". *Asian Pacific Development Journal*, 8: 123–135.

- Manamperi, N., (2014). "The short and long-run dynamics between inflation and economic growth in BRICS". *Applied Economics Letters*, 21(2): 140-145.

- Nademi, Y., (2018). "The resource curse and income inequality in Iran". *Quality & Quantity,* 52(3): 1159-1172.

- Nademi, Y. & Winker, P., (2022). "Non-Linear effects of government size on inflation in OPEC Countries: A threshold panel approach". *Iranian Economic Review,* 26(1): 199-214.

- Saeed, A. A. J., (2007). "Inflation and economic Growth in Kuwait 1985–2005: Evidence from co-integration and error correction model". *Journal of Applied Econometrics and International Development,* 7: 143–155.

- Sala-i-Martin, X., (1997). "I just ran two million regressions". *American Economic Review*, 87: 178-183.

Sarel, M. (1996). Nonlinear effects of inflation on economic growth. Staff Papers, 43(1), 199-215.

- Seleteng, M.; Bittencourt, M. & Van Eyden, R., (2013). "Non-linearities in inflation–growth nexus in the SADC region: A panel smooth transition regression approach". *Economic Modelling*, 30: 149-156.

- Sergii, P., (2009). "Inflation and economic growth: The non-linear relationship". Evidence from CIS countries (Doctoral dissertation, MA Thesis in Economics, Kyiv School of Economics).

- Shi, S., (1999). "Search, inflation and capital accumulation". *Journal of Monetary Economics,* 44: 81–103.

- Sidrauski, M., (1967). "Rational choice and patterns of growth in a monetary economy". *American Economic Review*, 57: 534–544.

- Stockman, A. C., (1981). "Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advance economy". *Journal of Monetary Economics*, 8: 387–393.

- Tobin, J., (1965). "Money and economic growth". *Econometrica*, 33: 671–684.

- Vaona, A., (2012). "Inflation and growth in the long run: A new Keynesian theory and further semiparametric evidence". *Macroeconomic Dynamics*, 16(01): 94-132.

- Vinayagathasan, T., (2013). "Inflation and economic growth: A dynamic panel threshold analysis for Asian economies". *Journal of Asian Economics*, 26: 31-41.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۷، پاییز ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

تورم و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه: رویکرد پانل آستانه

لیلا محمدصادقی[۱]، هانیه صداقت‌کالمرزی[۲]، یونس نادمی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27845.3592
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۲۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۵
صص: ۱۷۹-۱۵۹

چکیده

اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در سراسر جهان رشد اقتصادی و تورم را به‌عنوان متغیرهای کلان اقتصادی مهم درنظر می‌گیرند. هم‌بستگی بین این دو متغیر موضوعی جذاب در دهه‌های اخیر بوده است، اما ادبیات درمورد این رابطه چندان روشن نیست؛ بنابراین، این پژوهش با هدف بررسی ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه طی دورهٔ ۲۰۲۱-۲۰۰۰م. با استفاده از مدل پانل آستانه‌ای انجام شده است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که بین تورم و رشد اقتصادی در این کشورها رابطهٔ غیرخطی وجود دارد. به‌طور خاص، زمانی‌که تورم زیر ۱۰٫۱٪ باشد، افزایش تورم تأثیری مثبت اما بی‌معنی بر رشد اقتصادی دارد. با این‌حال، فراتر از این سطح آستانه، افزایش تورم تأثیر منفی قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارد.

کلیدواژگان: تورم، رشد اقتصادی، کشورهای خاورمیانه، رویکرد پانل آستانه.
طبقه‌بندی JEL: E31, O47, N15, C24.

۱. استادیار گروه مدیریت، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری ، واحدفیروز آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروز آباد ،ایران
Email: l_mohammadsadeghi@yahoo.com
۲. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
Email: sedaghat12h@yahoo.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران (نویسندهٔ مسئول)
Email: younesnademi@abru.ac.ir

ارجاع به مقاله: محمدصادقی، لیلا؛ صداقت‌کالمرزی، هانیه؛ و نادمی، یونس، (۱۴۰۲). «تورم و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه: رویکرد پانل آستانه». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۷): ۱۵۹-۱۷۹. doi: 10.22084/aes.2023.27845.3592
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5245.html?lang=fa

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

47

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 12, No. 47, Autumn (2023)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2019): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2017): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah Beik Mohammadi**
English editor: **Azar Sarmadijuo**
Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**

Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)
Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)
Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)
Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)
Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)
Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)
Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)
Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.*

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

47

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 12 || No. 47 || Autumn 2023 ||

- Estimating the Investment Required to Achieve the Goals of the Sixth Economic Development Program Based on the National Dynamic Input-Output Table 9-36
  Akbari, N., Amini, M.
- Investigating Private and Public Investment on the Growth of the Health Sector in Iran: Multinomial Logistic Regression Approach 37-72
  Shamshirbandi, M., Dalmanpour, M., Askari, F.
- The Relationship Between the Informal Economy and the Velocity of Money in Iran 73-99
  Ashena, M.
- The Impact of Monetary Policy on Herding Behavior in Tehran Stock Exchange 101-132
  Sharakhah, M. H., Rezazadeh, A., Jahangiri, Sh.
- Long-Run and Short-Run Income Inequality Spatial Effects on Total Factor Productivity: Iran's Provinces Evidence 133-158
  Fathabadi, M., Soufimajidpour, M.
- Inflation and Economic Growth in Middle East Countries; A Threshold Panel Approach 159-179
  Mohammad Sadeghi, L., Sedaghat Kalmarzi, H., Nademi, Y.