مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۹

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۳ || شمارهٔ ۴۹ || بهار ۱۴۰۳ ||

- بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم در ایران: کاربرد روش همدوسی موجک، موجک MODWT و علیّت گرنجر ۹-۴۰
  حمیده دانش، سید عزیز آرمن،ابراهیم انواری، سید امین منصوری

- بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی: رویکرد TVP-VAR ۴۱-۷۱
  تیمور محمدی، سیده محبوبه حسینی

- بررسی و پیشنهاد روش کارا به‌منظور سرمایه‌گذاری و تأمین مالی در تولید صیانتی نفت کشور ایران ۷۳-۹۸
  سید عبدالله رضوی، مسلم مهرزاد

- تحلیل اثر تورم بر بیکاری در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی ۹۹-۱۲۹
  علی یونسی، امیرعلی فرهنگ، وحید نیک‌پی‌پسیان

- سیاست‌های پولی و ارزی و ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری با تأکید بر دورهٔ تحریم ۱۳۱-۱۵۴
  مصطفی تراب‌نژاد اصفهانی، محمود محمودزاده، مسعود صوفی‌مجیدپور، امیر غلام‌ابری

- شاخص فساد مالی در ایران، رویکرد نظریهٔ محرومیت ۱۵۵-۱۷۹
  معبود محمدی، قهرمان عبدلی، عزت‌الله عباسیان، مهدی ارائی

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

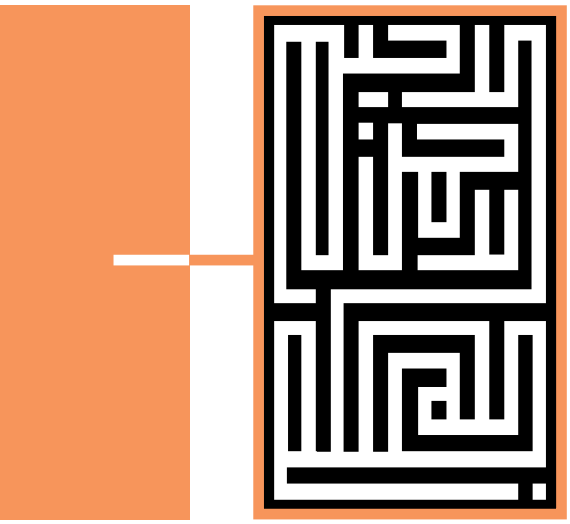
– ارجاع در متن مقاله

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 ۱۴۰۱): **الف**

ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۰): **Q1 - 0.859**

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۳، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۱): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۰): **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: ۳۸۳۸۱۱۹۲-۰۸۱

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

بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم در ایران: کاربرد روش همدوسی موجک، موجک MODWT و علّیت گرنجر ۹-۴۰
حمیده دانش، سید عزیز آرمن، ابراهیم انواری، سید امین منصوری

بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی: رویکرد TVP-VAR ۴۱-۷۱
تیمور محمدی، سیده محبوبه حسینی

بررسی و پیشنهاد روش کارا به‌منظور سرمایه‌گذاری و تأمین مالی در تولید صیانتی نفت کشور ایران ۷۳-۹۸
سید عبداله رضوی، مسلم مهرزاد

تحلیل اثر تورم بر بیکاری در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی ۹۹-۱۲۹
علی یونسی، امیرعلی فرهنگ، وحید نیک‌پی‌پسیان

سیاست‌های پولی و ارزی و ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری با تأکید بر دورهٔ تحریم ۱۳۱-۱۵۴
مصطفی تراب‌نژاد اصفهانی، محمود محمودزاده، مسعود صوفی‌مجیدپور، امیر غلام‌ابری

شاخص فساد مالی در ایران، رویکرد نظریه محرومیت ۱۵۵-۱۷۹
معبود محمدی، قهرمان عبدلی، عزت الله عباسیان، مهدی ارائی

Vol. 13, No. 49, Spring (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Scientific Association of Regional Development Economics

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**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

A Study of Relation Between Macroeconomic Variables and Inflation Rate in Iran Using Wavelet Coherency, MODWT Wavelet and Granger Causality Method

Hamide Danesh[1], Seyed Aziz Arman[2], Ebrahim Anvari[3], Seyed Amin Mamsouri[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26524.3481
Received: 2022.07.01; Accepted: 2022.11.17
Pp: 9-40

Abstract

Examining Iran's economic developments over the past five decades shows that Iran's economy has always had a high inflation rate. Therefore, it is very important to investigate the factors affecting inflation in the country. The purpose of this research is to investigate the relationship between macroeconomic variables including liquidity, monetary base, oil revenues, budget deficit, economic growth and inflation rate in Iran in the period of 1991-2020. For this purpose, the combination of two approaches of maximum overlap discrete wavelet- Granger causality and wavelet coherence based on the continuous wavelet approach has been used. The advantage of using the wavelet approach is that it allows the analysis of variables in two dimensions of time and frequency. The results of the analysis of both approaches showed that in the short term, oil revenues increase inflation. The results of the long-term research showed that the inflation rate increases the growth of liquidity. Finally, in the long term, oil revenues have been the cause of inflation, and in the short term, the inflation rate has been a factor affecting the growth rate of the budget deficit. Analyzing the phase difference in the time series of economic growth and inflation shows that in the long-term economic growth with oil and inflation are out of phase. In other words, economic growth with oil and inflation does not move in the same direction.

Keywords: Economic Growth, Monetary Policy, Budget Deficit, Oil Revenues, Inflation Rate.
JEL Classification: E31, E59, E52, O4.

1. PhD Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).
Email: saarman@scu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Citations: Danesh, H.; Arman, S. A.; Anvari, E. & Mansouri, S. A., (2024). "A Study of Relation Between Macroeconomic Variables and Inflation Rate in Iran Using Wavelet Coherency, MODWT Wavelet and Granger Causality Method". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 9-40. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.26524.3481
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4864.html?lang=en

1. Introduction

High inflation is an important factor in jeopardizing the sustainable growth and economic development of many developing countries (Abo and Karim, 2015). Iran's economy since the 1970s has been experiencing an average annual inflation rate of 20% (Abu Tarabi et al., 1400). Therefore, controlling inflation is one of the important goals of the country's governors. The first point in achieving this goal is to consider the relationship between a wide range of economic variables and inflation. In Iran, studies have been conducted in the field of factors affecting inflation, which generally focused on specific variables such as monetary variables and oil revenues. However, a wide range of monetary and non-monetary variables can affect inflation. The second point is to use tools that can provide a correct understanding of the economic situation and the relationship between different variables with inflation in different time frames and different frequencies (Rahman et al. 2021; Al-Mortoghazi 2018). Examining the relationship between macroeconomic variables and the inflation rate at different frequencies provides useful information for monetary policy makers and helps them to correctly understand the factors affecting inflation (Elmart and Ghazi, 2018; Turzoi and Mari, 2020).

The purpose of this article is to investigate the relationship between macroeconomic variables (monetary and non-monetary) and inflation using the wavelet approach in the period 2001-2020. Moreover, the use of discrete and continuous wavelet approach and comparing the results of two approaches is another feature of this article which distinguished from other studies in this field. The main advantage of the wavelet approach is that, in addition to paying attention to time, it also pays attention to time frequency (short-term, medium-term and long-term) in the analysis of results.

The research literature shows that there are different theories to determine the influencing factors (including money supply, government budget deficit, economic growth, oil revenues) on inflation. Most of the experimental studies in Iran investigated the effective factors of inflation based on one of the theories. For example, Mehrara et al. (2010) and Jafari Samimi et al. (2016) investigated the effects of oil revenues on inflation in Iran and Farrokhi Balajadeh et al. (2018) investigated inflation in Iran by emphasizing monetary variables. In sum, these studies have focused on a limited number of variables influencing inflation. Accordingly, one of the innovations of the current research is the simultaneous attention to a wider range

of variables (liquidity, monetary base, oil revenues, budget deficit, economic growth without oil, economic growth with oil), which have been neglected in previous studies. Another innovation is the results of the wavelet method. Most of the existing studies have investigated factors affecting inflation with traditional econometric approaches. In the meantime, few researches have used the wavelet approach in their initial stages.

2. Discussion and analysis

In this research, first, by using the combination of discrete wavelet approach and Granger causality, the effect of macroeconomic variables and inflation is examined; in this method, using MODWT wavelet, each of the time series is broken down into different scales, and then using Granger causality test the causality relationship between variables is examined.

Then, in order to check the results more accurately, the wavelet coherence approach is used. In these two approaches, the direction of causality and correlation between variables is investigated in different time frequencies.

3. Conclusion

Due to the importance of inflation, identifying the relationship between macroeconomic variables and inflation can help the monetary authorities of the country to curb the effect of possible shocks of the investigated variables by applying timely policies. Different factors of inflation formation can be divided into endogenous factors (volume of liquidity, monetary base, budget deficit and economic growth) and exogenous factors (changes in global energy prices (oil), international sanctions). The strong dependence of the country's budget on oil revenues has made Iran's economy unable to withstand these exogenous shocks, and oil sanctions have become one of the tools of Western governments' pressure on Iran.The purpose of this research is to investigate the relationship between macroeconomic variables including liquidity, monetary base, oil revenues, budget deficit, economic growth and inflation rate in Iran in the period of 1991-2020. For this purpose, the combination of two approaches of maximum overlap discrete wavelet- Granger causality and wavelet coherence based on the continuous wavelet approach has been used. The advantage of using the wavelet approach is that it allows the analysis of variables in two dimensions of time and frequency. The results of the analysis of both approaches

showed that in short term, the growth of liquidity and oil revenues will result in increase of inflation. The results of research show that in long-term, the inflation rate accelerates the growth of liquidity. Moreover, in long term, the budget deficit becomes the factor for inflation, and in short term, the inflation rate becomes an influencing factor for the growth rate of the budget deficit. Analyzing the phase difference in the time series of economic growth and inflation shows that in long-term economic growth without oil and inflation are in opposite phase. In other words, economic growth without oil and inflation do not move in the same direction.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to express their gratitude to all the contributors of Iran's Applied Economic Studies Journal and anonymous reviewers for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

This article is extracted from a doctoral thesis with the guidance of the second and third author and the advice of the Fourth author and written by the first author.

Conflict of Interest

The authors, while observing publication ethics in referencing, declares the absence of conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

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

بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم در ایران: کاربرد روش همدوسی موجک، موجک MODWT و علّیت گرنجر

حمیده دانش[۱]، سید عزیز آرمن[۲]، ابراهیم انواری[۳]، سید امین منصوری[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2022.26524.3481
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۲۶
صص: ۴۰-۹

چکیده

بررسی تحولات اقتصادی ایران طی پنج دههٔ گذشته نشان‌داده که اقتصاد ایران همواره دارای نرخ تورم بالا بوده است. از این‌رو بررسی عوامل مؤثر بر تورم در کشور اهمیت ویژه‌ای دارد. هدف از پژوهش حاضر بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی شامل: نقدینگی، پایهٔ پولی، درآمدهای نفتی، کسری بودجه، رشد اقتصادی و نرخ تورم در ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ است. برای این‌منظور از دو رویکرد ترکیب رویکرد موجک گسسته حداکثر هم‌پوشان - علّیت گرنجر و همدوسی موجک مبتنی‌بر رویکرد موجک پیوسته استفاده شده است. مزیت استفاده از رویکرد موجک این است که امکان تجزیه و تحلیل متغیرها را در دو بُعد زمان و فرکانس فراهم می‌کند. نتایج تحلیل دو رویکرد نشان‌داد در کوتاه‌مدت درآمدهای نفتی موجب افزایش تورم شده است. نتایج تحقیق در بلندمدت نشان‌داد نرخ تورم باعث افزایش رشد نقدینگی می‌شود. هم‌چنین در بلندمدت درآمدهای نفتی عامل تورم است و در کوتاه‌مدت نرخ تورم یک عامل اثرگذار بر نرخ رشد کسری بودجه بوده است. بررسی تحلیل اختلاف فاز در سری زمانی رشد اقتصادی و تورم نشان‌داد در بلندمدت رشد اقتصادی همراه با نفت و تورم غیرهم‌فاز هستند؛ به عبارت دیگر، رشد اقتصادی همراه با نفت و تورم در یک جهت حرکت نکرده‌اند.

کلیدواژگان: رشد اقتصادی، سیاست‌های پولی، کسری بودجه، درآمدهای نفتی، نرخ تورم.
طبقه‌بندی JEL: E31, E59, E52, O4.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: h-danesh@stu.scu.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: saarman@scu.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: e.anvari@scu.ac.ir
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: sa.mansouri@scu.ac.ir

ارجاع به مقاله: دانش، حمیده؛ آرمن، سید عزیز؛ انواری، ابراهیم؛ و منصوری، امین، (۱۴۰۳). «بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم در ایران: کاربرد روش همدوسی موجک، موجک MODWT و علّیت گرنجر». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۹-۴۰. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.26524.3481
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4864.html

۱. مقدمه

تورم بالا یک عامل مهم در به خطر انداختن رشد اقتصادی پایدار و توسعهٔ اقتصادی در بسیاری از کشورهای درحال توسعه به‌شمار می‌رود (ابو و کریم[1]، ۲۰۱۵). افزایش مستمر سطح عمومی قیمت‌ها که بی‌ثباتی اقتصادی را به‌همراه دارد، باعث می‌شود سطح سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن رشد و اشتغال در کشور کاهش‌یابد؛ ازطرف دیگر، افزایش تورم، سیاست‌های توزیع درآمد را به‌نفع صاحبان دارایی و به زیان فقرا تغییر می‌دهد. تورم بالا موجب نااطمینانی درمورد هزینه‌های معاملات تجاری، از دست دادن اعتماد به سیاست‌های کلان اقتصادی و مهاجرت نیروی کار و شرکت‌های تولیدی به علت افزایش هزینه‌های بالاسری می‌شود (اکل و اوریسدر[2]، ۲۰۱۸). همهٔ این عوامل می‌توانند نارضایتی‌های عمومی و به‌دنبال آن بی‌ثباتی سیاسی را به‌همراه داشته باشند؛ از این‌رو، کنترل تورم یکی از اهداف اصلی سیاست‌های کلان اقتصادی دولت‌ها به‌شمار می‌رود.

در تلاش جهت کنترل افزایش مداوم سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، مقامات پولی اقدامات سنتی مانند اتخاذ سیاست‌های پولی میان‌مدت، ساز وکار نرخ ارز، اوراق مشارکت و سایر ابزارها را در طی سالیان مختلف به‌کار برده‌اند. با این‌حال، اقتصاد ایران از دههٔ ۵۰هش. تا به امروز نرخ تورم سالانه به‌طور متوسط ۲۰٪ را تجربه کرده است (ابوترابی و همکاران، ۱۴۰۰). تورم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مشکلات اقتصاد ایران همواره در مرکز توجه محققین بوده است (آرمن و همکاران، ۱۳۹۶)؛ از این‌رو، کنترل تورم و ثبات قیمت‌ها یکی از اهداف مهم مسئولین کشور است. اولین نکتهٔ مهم در دستیابی به این هدف، درنظر گرفتن رابطهٔ بین طیف وسیعی از متغیرهای اقتصادی و تورم است. در ایران مطالعات گوناگونی در حوزهٔ عوامل مؤثر بر تورم انجام‌گرفته که عموماً بر متغیرهای خاصی مانند متغیرهای پولی و درآمدهای نفتی تمرکز داشتند.[3] حال آن‌که طیف وسیعی از متغیرهای پولی و غیرپولی می‌تواند بر تورم اثرگذار باشد. نکتهٔ دوم، استفاده از ابزارهایی است که بتواند درک صحیحی از وضعیت اقتصادی و رابطهٔ بین متغیرهای مختلف با تورم در بازه‌های زمانی گوناگون و در مقیاس‌های (فرکانس) متفاوتی ارائه دهد (رحمان و همکاران[4]، ۲۰۲۱؛ المارت و قاضی[5]، ۲۰۱۸). بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم در فرکانس‌های مختلف می‌تواند اطلاعات مفیدی را برای سیاست‌گذاران پولی فراهم کرده و به آن‌ها در درک صحیح عوامل اثرگذار بر تورم کمک کند (المارت و قاضی، ۲۰۱۸؛ تورزوی و ماری[6]، ۲۰۲۰)؛ به‌عبارت دیگر، سیاست‌گذار پولی می‌تواند درک بهتری از اثرگذاری متغیرهای مختلف در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت بر تورم داشته باشد و از این‌طریق می‌تواند سیاست‌های مناسبی را در جهت کنترل تورم در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت اتخاذ نماید.

هدف از پژوهش حاضر بررسی رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی و تورم با استفاده از رویکرد موجک در بازهٔ زمان ۱۳۷۰-۱۳۹۹ است. در این پژوهش تلاش شده است رابطهٔ طیف وسیعی از متغیرهای اقتصادی پولی و غیرپولی بر تورم درنظر گرفته شود. هم‌چنین استفاده از رویکرد موجک گسسته و پیوسته و مقایسهٔ نتایج در هر دو رویکرد از دیگر وجه تمایزهای پژوهش حاضر با سایر مطالعات در این حوزه است. مزیت اصلی رویکرد موجک این است که در کنار توجه به

---

1. Abu & Karim
2. Oyeleke and Orisadare
3. ازجمله مطالعاتی که با تمرکز بر متغیرهای پولی به بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران پرداختند می‌توان به «علایی» و «بختیاری» (۱۳۹۷)، «فرجی» و همکاران (۱۳۹۸) و «شاکری» و «باقرپور» (۱۴۰۲) اشاره نمود؛ هم‌چنین «جعفری صمیمی» و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیق خود به شوک‌های نفتی به‌عنوان یک عامل مؤثر بر تورم اشاره نمودند.
4. Rehman et. al.
5. Elmrabet and Ghazi
6. Tursoy and Mar'i

زمان، به فرکانس زمانی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) نیز در تجزیه و تحلیل نتایج توجه می‌کند. در این پژوهش ابتدا با استفاده از روش موجک حداکثر هم‌پوشان MODWT[1] روند متغیرها در فرکانس‌های مختلف مشخص شده و سپس با استفاده از روش علّیت گرنجر رابطهٔ علّی بین متغیرها به‌دست می‌آید. در ادامه به‌منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر و بررسی زمان – فرکانس نتایج از رویکرد همدوسی موجک استفاده می‌شود. در رویکرد همدوسی موجک علّیت بین متغیرها را می‌توان در فرکانس‌های زمانی مختلف به‌دست آورد. این دو رویکرد کمک می‌کنند تا ساختار روابط (حرکات مشترک و علّیت) متقابل بین هر یک از متغیرهای اقتصادی و نرخ تورم در حوزهٔ زمان و فرکانس تبیین شود.

پژوهش حاضر به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است. پس از بیان مقدمهٔ حاضر، به بیان ادبیات موضوع پژوهش در بخش دوم پرداخته می‌شود. در این بخش به معرفی نظریات دربارهٔ عوامل مؤثر بر تورم پرداخته شده و به برخی از تحقیقات داخلی و خارجی در حوزهٔ تورم اشاره می‌شود. در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش ارائه می‌شود. بخش چهارم به برآورد مدل اختصاص دارد. در پایان در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع پژوهش

در این بخش به بررسی ادبیات نظری پژوهش و پیشینه‌های آن دربارهٔ عوامل اثرگذار بر نرخ تورم شامل: عرضهٔ پول، کسری بودجه، رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی پرداخته می‌شود.

- **عرضهٔ پول و تورم**

بررسی وجود رابطهٔ علت و معلولی بین عرضهٔ پول و تورم یکی از زمینه‌های تحقیقاتی مهم در حوزهٔ اقتصاد پولی است که تعداد تحقیقات زیادی را به خود اختصاص داده است. «هیوم»[2] (۱۷۵۲) جز نخستین افرادی بود که به تأثیر پول بر تورم اشاره می‌کند؛ وی با استفاده از کانال اثرگذاری مستقیم پول بر تورم، که بعدها توسط «فیشر» و پول‌گرایان توسعهٔ یافت، نشان‌داد که افزایش عرضهٔ پول تنها موجب افزایش سطح قیمت‌ها و تورم می‌شود. هیوم بیان نمود که افزایش عرضهٔ پول موجب افزایش مخارج برروی کالاهایی می‌شود که عمدتاً توسط افرادی با میل نهایی به مصرف بالاتر مصرف می‌شوند. هیوم نشان‌داد که هرگاه افزایش در عرضهٔ پول در اختیار افراد زیادی قرار گیرد، اثری بر کاهش نرخ بهره و افزایش سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن افزایش تولید ندارد؛ از طرف دیگر، وی در چارچوب نظام استاندارد طلا، به تغییر حجم پول در نتیجهٔ فعالیت‌های اقتصادی اشاره می‌کند. هیوم نشان‌داد که در نظام استاندارد طلا، حجم پول توسط تراز پرداخت‌ها تعیین می‌شود که آن نیز به قیمت‌های نسبی و رقابت‌پذیری نسبی صادرات وابسته است؛ به‌عبارت دیگر، هیوم ضمن تأکید علّیت پول بر تورم به تأثیرپذیری درون‌زای پول از حجم فعالیت‌های اقتصادی که خود آن نیز می‌تواند متأثر بر سطح قیمت‌ها باشد اشاره می‌کند (هان‌دا[3]، ۲۰۰۹)؛ بنابراین می‌توان چنین بیان نمود که در دیدگاه هیوم، علّیت دو طرفه بین حجم پول و سطح قیمت‌ها وجود دارد.

کلاسیک‌ها و پول‌گرایان نیز مشابه هیوم نشان‌دادند که تورم در نتیجهٔ افزایش عرضهٔ پول رخ می‌دهد (عبداله و همکاران[4]، ۲۰۲۰). برای این‌منظور اغلب محققان از معادلهٔ فیشر برای فرموله کردن رابطهٔ بین عرضهٔ پول و تورم استفاده می‌کنند. معادلهٔ فیشر به‌صورت رابطهٔ (۱) نوشته می‌شود:

$$MV = PY \qquad (1)$$

---

[1]. Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform
[2]. Hume
[3]. Handa
[4]. Abdullahet. al.

که M عرضهٔ پول، V سرعت گردش پول و P سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات است. Y نیز نشان‌دهندهٔ تولید است. اگر به تبعیت از اقتصاددانان کلاسیک فرض شود که V و Y در کوتاه‌مدت ثابت هستند. معادلهٔ قیمت را می‌توان به‌صورت (۲) نوشت:

$$P = \left(\frac{\bar{V}}{\bar{Y}}\right).M \qquad (2)$$

این معادله نشان می‌دهد که دو برابر شدن عرضهٔ پول به دو برابر شدن سطح قیمت‌ها منجر می‌شود؛ یعنی سطح عمومی قیمت‌ها یک عملکرد فزاینده از عرضهٔ پول است؛ به‌عبارت دیگر، اگر کشوری با نرخ تورم بالا روبه‌رو باشد، کاهش میزان عرضهٔ پول، تورم را کاهش می‌دهد و بالعکس (دیتیمی و همکاران[1]، ۲۰۱۷)؛ با این‌حال، بسیاری از اقتصاددانان استدلال می‌کنند که نظریهٔ پولی در کوتاه‌مدت صادق نیست و بر ویژگی‌های بلندمدت اقتصاد تمرکز دارد؛ از این‌رو، پول‌گرایان برای استفاده از سیاست‌های پولی در جهت دستیابی به ثبات کوتاه‌مدت تردید دارند (مایر[2]، ۲۰۰۱). «میلتون فریدمن» استدلال می‌کند که تورم، پدیده‌ای پولی است و سیاست‌های پولی باید بر کاهش تورم متمرکز شود؛ درنتیجه، اعتقاد بر این است که افزایش پول به‌طورکلی تأثیر طولانی‌مدت قابل‌توجهی بر فعالیت‌های اقتصادی هر کشور دارد (دیتیمی و همکاران، ۲۰۱۷). در مقابل اقتصاددانان کینزی رابطهٔ بین عرضهٔ پول و تورم را از طریق فشار تقاضا و فشار هزینه توضیح می‌دهند. بر این‌اساس تورم، هنگامی پدید می‌آید که درآمد تعادلی از درآمد اشتغال کامل بیشتر شود. این امر زمانی ایجاد می‌شود که افزایش تقاضای کالا و خدمات بدلیل کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش عرضهٔ پول، افزایش‌یابد. در این حالت تنها علت تورم افزایش عرضهٔ پول نیست. با پیدایش مکتب پساکینزی و تجربهٔ ناموفق آمریکا در دههٔ ۸۰م.، این نظر مطرح شد که بین رشد پول و تورم هم‌بستگی وجود ندارد (هولت و پرسمن[3]، ۲۰۰۱: ۱۴۳). به‌طورکلی، اساس نظریهٔ پول درون‌زای در مکتب پساکینزی، مخالفت با پول‌گرایی است. براساس دیدگاه نظریهٔ پولی مدرن نیز، تنها رابطهٔ عرضهٔ پول و حجم فعالیت‌های اقتصادی که در معادلهٔ فیشر مطرح شده بود به تنهایی نمی‌تواند موجب تورم شود. براساس این دیدگاه، تورم هنگامی شکل می‌گیرد که رابطهٔ میان مخارج دولت و مالیات‌ستانی نادرست باشد.

در ادامه به برخی از تحقیقات در حوزهٔ اثرگذاری پول بر تورم پرداخته می‌شود. «ریزکوسکی»[4] (۲۰۲۱) در مطالعهٔ خود با استفاده از رویکرد موجک به بررسی رابطهٔ بین رشد حجم پول و تورم در کشورهای مختلف OECD پرداخت. نتایج این پژوهش نشان‌داد که پس از سال ۱۹۹۰م. هم‌بستگی و علّیت یک‌طرفه از رشد حجم پول به تورم وجود دارد. «توسری» و «مری»[5] (۲۰۲۰) با استفاده از رویکرد موجک به بررسی رابطهٔ بین تورم و پول (در چارچوب M1, M2, M3) در ترکیه پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان‌داد که بین تورم و عرضهٔ پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ علّیت دو طرفه وجود دارد. «گوچمن»[6] (۲۰۱۶) نیز نشان‌داد که علّیت بین عرضهٔ پول و تورم از سمت عرضهٔ پول به تورم یک‌طرفه نیست. «جیانگ» و همکاران[7] (۲۰۱۵) با استفاده از رویکرد موجک به بررسی رابطهٔ رشد پول و تورم در چین در بازهٔ زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۴م. پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان‌داد که ارتباط بین رشد پول و تورم، شدید ولی ناهمگن است.

در ایران نیز تحقیقات مختلفی در این حوزه صورت گرفته است؛ «شاکری» و «باقرپور» (۱۴۰۲) با استفاده از رویکرد همدوسی موجک نشان‌دادند که نقدینگی در بلندمدت بر نرخ تورم تأثیرگذار نیست و علّیت معکوس (علّیت از سمت تورم

---

1. Ditimi et. al.
2. Meyer
3. Holt & Pressman
4. Ryczkowski
5. Tursoy and Mar'i
6. Göçmen
7. Jiang et. al.

به نقدینگی) وجود دارد و این نتیجه مؤید تأیید درون‌زایی نقدینگی در بلندمدت در اقتصاد ایران است. «التجایی» (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری مارکوف سویچینگ به بررسی رابطهٔ نقدینگی و تورم در ایران در بازهٔ زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷م. پرداخت. نتایج این تحقیق نشان‌داد که در رژیمی که نرخ رشد نقدینگی بیشتر از تورم است، علّیت یک‌طرفه از نقدینگی به تورم وجود دارد. در رژیمی که نرخ تورم و نرخ رشد پول ملایم‌تر است، علّیت دو طرفه و هنگامی‌که نرخ تورم بالا است علّیت یک‌طرفه از تورم به رشد حجم پول وجود دارد. «فرخی بالاجاده» و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعهٔ خود با استفاده از رویکرد موجک نشان‌دادند که نرخ رشد نقدینگی اثر قابل‌ملاحظه‌ای بر تورم ندارد؛ اما رشد پایهٔ پولی اثر قابل‌ملاحظه‌ای بر تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. «احسانی» و «طاهری بازخانه» (۱۳۹۷) نیز با استفاده از رویکرد موجک نشان‌دادند که در بلندمدت رابطهٔ قوی بین نقدینگی و نرخ تورم وجود دارد؛ اما در میان‌مدت و بلندمدت نرخ تورم عامل نرخ رشد نقدینگی است. «علایی» و «بختیاری» (۱۳۹۷) با استفاده از روش غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم نشان‌دادند که الگوی تورم از دو رژیم پیروی می‌کند. در رژیم اول، پایهٔ پولی بر تورم اثر مثبت دارد و این اثر در رژیم دوم تقویت می‌شود.

- **کسری بودجهٔ دولت و تورم**

کسری بودجه، شاخص مهم دیگری است که می‌تواند بر تورم اثرگذار باشد (لین و چو[1]، ۲۰۱۳؛ کاتائو و ترونس[2]، ۲۰۰۵). بدهی بیشتر با نااطمینانی و بی‌ثباتی اقتصادی مرتبط است. این موضوع دولت را مجبور می‌کند تا سیاست‌های سرکوب‌گرانهٔ مالی را برای کنترل تورم اتخاذ کنند تا بتوانند نیازهای مالی را با پولی کردن کسری بودجه برآورده کند (موین و همکاران[3]، ۲۰۱۶). این تصمیم می‌تواند از یک‌طرف بر اجرای سیاست پولی تأثیرگذار باشد و از طرف دیگر، ممکن است منجر به مخارج بالا و در نتیجهٔ تورم بالا شود که می‌تواند هدف اصلی سیاست پولی را مخدوش کند. «سارجنت» و همکاران[4] (۱۹۸۱) به این نکته اشاره کردند که درست است که در اقتصاد پولی، عرضهٔ پول برون‌زاست و به‌طور مستقل توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، اما این کنترل محدود است؛ به‌عبارت دیگر، با فرض این‌که مقام پولی توسط مقام مالی کنترل شود، این امر باعث می‌شود که سیاست‌های مالی و پولی به‌هم وابسته شوند. این امر موجب می‌شود که کسری بودجه ایجاد شده و در نتیجه تورم ظهور یابد. در این حالت می‌توان گفت که کسری بودجه و تورم به‌طور پویا با هم در ارتباط هستند. به‌طورکلی نحوهٔ تأمین مالی کسری بودجه عامل تورم است.

«فریدمن»[5] (۱۹۶۸) نشان‌داد که مقام پولی می‌تواند نرخ تورم را از طریق عرضهٔ پول کنترل کند؛ از این‌رو اگر کسری بودجه با تغییر در عرضهٔ پول تأمین مالی شود، می‌تواند به‌عنوان یک عامل تورم‌زا درنظر گرفته شود. در مقابل اگر اوراق قرضه به‌عنوان ابزاری برای تأمین مالی درنظر گرفته شود ممکن است تورم‌زا نباشد. تورمی بودن و نبودن کسری بودجه ازطریق تأمین مالی اوراق قرضه به نرخ بهره وابسته است. اگر مقام پولی، نرخ بهره را تثبیت کند آنگاه تأمین مالی از طریق اوراق قرضه هم تورمی خواهد بود؛ زیرا لازمهٔ این امر افزایش عرضهٔ پول است که درنهایت موجب تورم می‌شود. «میلر»[6] (۱۹۸۳) بیان می‌کند که کسری بودجه صرفه‌نظر از روش‌های تأمین مالی تورم‌زاست. بر این‌اساس حتی اگر بانک مرکزی کسری بودجه را تأمین نکند، کسری بودجه به‌دلیل وجود اثر ازدحام موجب تورم خواهد شد؛ زیرا کسری بودجه‌ای که

---

1. Lin & Chu
2. Catao & Terrones
3. Mweni et. al.
4. Sargent et. al.
5. Friedman
6. Miller

ازطریق افزایش عرضهٔ پول تأمین مالی نشود، از طریق افزایش نرخ بهره موجب تورم می‌شود. نرخ بهره بیشتر، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را کاهش داده و در نتیجه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. «بارو»[۱] (۱۹۷۹ و ۱۹۷۸) نشان‌داد که کسری بودجه نتیجه تورم است. وی نشان‌داد که کسری بودجه درواقع همان تغییر ارزش اسمی اوراق قرضه است. هنگامی‌که تورم افزایش می‌یابد، ارزش اوراق قرضه لازم است افزایش‌یابد تا ارزش واقعی آن حفظ شود. به‌طورکلی به‌منظور بررسی اثر تورم بر کسری بودجه از دو نظریهٔ «اثر تانزی[۲]» و «اثر پاتینکن[۳]» استفاده می‌شود. «تانزی» (۱۹۷۷) نشان‌داد که در کشورهای درحال توسعه، افزایش تورم می‌تواند درآمدهای مالیاتی را به‌دلیل تأخیر در پرداخت مالیات‌ها، کاهش دهد. کاهش درآمدهای دولت نیز به نوبهٔ خود به کاهش شدیدتر کسری بودجه می‌انجامد. در کشورهای درحال توسعه به‌دلیل انعطاف‌پذیری کمتر سیستم‌های مالیاتی، تأخیر در پرداخت مالیات امری متداول است. هرچه تأخیر در پرداخت مالیات بیشتر باشد، اثر تورم بر درآمدهای مالیاتی و به‌دنبال آن کسری بودجه بیشتر می‌شود. در سوی مقابل «پاتینکن» نشان‌داد که اثر تورم برکسری بودجهٔ معکوس است. وی نشان‌داد که فشارهای سیاسی می‌تواند به استفاده از تورم به‌منظور از بین بردن بار سنگین اختلاف مخارج اسمی دولت از درآمدهایش منجر شود؛ به‌عبارت دیگر، هنگامی‌که مخارج دولت بیشتر از درآمدهایش باشد، دولت برای جبران کسری بودجه از بانک مرکزی استقراض کرده و این عمل موجب افزایش تورم و به‌دنبال آن کاهش مخارج حقیقی دولت می‌شود (زروکی و همکاران، ۱۳۹۹).

تعداد زیادی از مطالعات درمورد رابطهٔ بین تورم و کسری‌های مالی در کشورهای توسعه یافته صورت‌گرفته است (دوگاس[۴]، ۱۹۹۲؛ هامبورگر و ژیک[۵]، ۱۹۸۱؛ سوا[۶]، ۱۹۹۴). نتایج این تحقیقات نشان‌داد که بین تورم و کسری و بودجه در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه وجود دارد؛ با این‌حال، برخی از مطالعات نشان‌دادند که ارتباط مثبت و قوی بین تورم و کسری بودجهٔ دولت وجود دارد (چودهاری و پارال[۷]، ۱۹۹۱، دارات[۸]، ۲۰۰۰؛ مختار و زکریا[۹]، ۲۰۱۰). «ایتا» و همکاران[۱۰] (۲۰۲۱) با استفاده از یک رویکرد ARDL به بررسی اثر سیاست‌های کسری بودجه بر تورم در نامیبیا در بازهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷م. پرداختند. نتایج این تحقیق نشان‌داد که کسری بودجه اثر مثبت و بلندمدتی بر تورم در نامبیا دارد. «المرابیت» و «قاضی»[۱۱] (۲۰۱۸) با استفاده از رویکرد تبدیل موجک به بررسی رابطهٔ بین تورم و کسری بودجه در منطقهٔ یورو پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان‌داد که کسری بودجه باعث تورم می‌شود. «سسبولین» و «ادوارد»[۱۲] (۲۰۱۹) با استفاده از رویکرد ECM[13] و علّیت گرنجر نشان‌دادند که در اوگاندا، کسری بودجه عامل تورم است؛ با این‌حال، هیچ اثری از اثر تورم بر کسری بودجه در این تحقیق یافت نشد. «لین» و «چو»[۱۴] (۲۰۱۳) با استفاده از رویکرد خود توضیحی با وقفه‌های گسترده به بررسی رابطهٔ بین کسری بودجه و تورم در ۹۱ کشور مختلف پرداختند. نتایج این تحقیق نشان‌داد که در تورم‌های بالا این رابطهٔ قوی و در تورم‌های پایین این رابطه ضعیف است. «متین»[۱۵] (۱۹۹۸) با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی نشان‌داد

---

1. Barro
2. Tanzi
3. Patinkin
4. Dogas
5. Hamburger and Zwick
6. Sowa
7. Choudhary and Parai
8. Darrat
9. Mukhtar and Zakaria
10. Eitaet. al.
11. Elmrabet and Ghazi
12. Ssebulime and Edward
13. Cointegration and error correction mode
14. Lin chu
15. Metin

که کسری بودجه بر تورم در ترکیه اثرگذار است. در ادامه به برخی از تحقیقات داخلی اشاره خواهد شد. «شورکچالی» و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از علّیت گرنجر و رویکرد مارکف سویچینگ نشان‌دادند که رابطهٔ علّی یک‌طرفه از کسری بودجه به تورم در ایران وجود دارد. «زروکی» و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد خود توزیعی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به بررسی اثر تورم و کسری بودجه پرداختند. نتایج این تحقیق نشان‌داد که در بلندمدت، افزایش و کاهش در تورم اثر معکوسی بر کسری بودجه دارد. «حسینی‌پور» (۱۳۹۷) به بررسی رابطهٔ بین کسری بودجه و تورم در کشور در بازهٔ زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۴ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان‌داد که افزایش تورم منجر به افزایش هزینه‌ها و کاهش درآمد و کسری بودجه دولت می‌شود؛ ازطرف دیگر، «عزیزی» (۱۳۸۵) با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی نشان‌داد که رابطهٔ بین کسری بودجه و تورم در ایران به‌لحاظ آماری معنادار نیست.

- **رشد اقتصادی و تورم**

رشد اقتصادی نشان‌دهندهٔ ظرفیت یک کشور برای افزایش سطح تولید است و نرخ تورم یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی است که می‌تواند با آن رابطه داشته باشد (منسا و اوکیرو[۱]، ۲۰۱۵). بیشتر تحقیقات نشان‌دادند که نرخ تورم اثر مخربی‌بر رشد اقتصادی در بلندمدت دارد (خان و سهاندج[۲]، ۲۰۰۲). دیدگاه پول‌گرایان و ساختارگرایان در رابطهٔ بین رشد اقتصادی و تورم متفاوت است. ساختارگرایان معتقد هستند که تورم پیش‌نیازی برای افزایش تولید است. در مقابل پول‌گرایان معتقد هستند که رابطهٔ رشد و تورم همواره منفی است (داتا و موکو[۳]، ۲۰۱۱). برخی از مطالعات مانند «سومن» و «میان»[۴] (۲۰۱۷) و «دورنبوش» و همکاران[۵] (۱۹۹۸) از دیدگاه ساختارگرایان حمایت کردند و بر رابطهٔ مثبت بین رشد و تورم تأکید نمودند. در مقابل یافته‌های بسیاری از محققان نشان‌داد که رابطهٔ منفی بین این دو متغیر وجود دارد (اندرس و هارندو[۶] ۱۹۹۷؛ کیسیدی و مکوانی[۷]، ۲۰۱۳). مطالعاتی نیز مانند «حسین» و همکاران[۸] (۲۰۱۲)، «چیمبونی»[۹] (۲۰۱۰) و «چادوری»[۱۰] (۲۰۰۲) «موکوکا»[۱۱] (۲۰۱۸) نتوانستند رابطه‌ای بین این دو متغیر دست‌یابند.

«مارجیی»[۱۲] (۲۰۱۹) با استفاده از رویکرد خودهم‌بستگی با وقفه‌های توزیعی و رگرسیون آستانه‌ای و رگرسیون درجهٔ دوم نشان‌داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ متقابل بین تورم و رشد اقتصادی در اسلواکی منفی است. «اودین» و همکاران[۱۳] (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد موجک به بررسی رابطهٔ بین تورم و رشد اقتصادی در بنگلادش پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان‌داد که رابطهٔ بین تورم و رشد اقتصادی یک رابطهٔ یک‌طرفه در تمام فرکانس‌ها نیست. رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت می‌تواند به تورم منجر شود، اما این اثرگذرا است و در بلندمدت از بین می‌رود. «جیانگ» و همکاران[۱۴] (۲۰۱۵) در تحقیقی با استفاده از رویکرد موجک به بررسی رابطهٔ رشد پول و تورم در بازهٔ زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۴م. پرداختند. نتایج

---

1. Mensah & Okyere.
2. Khan and Sehandaj
3. Datta and Mukhopadhyay
4. Sumon and Miyan
5. Dornbusch et. al..
6. Andrés & Hernando
7. Kasidi & Mwakanemela
8. Hossain et. al.
9. Chimobi
10. Chowdhur
11. Mukoka
12. Murjani
13. Uddin et. al.
14. Jiang et. al.

این تحقیق نشان‌داد که رابطهٔ مثبت و یک به یک بین تورم و رشد اقتصادی در بلندمدت و میان‌مدت وجود دارد؛ از جمله تحقیقات داخلی در حوزهٔ رابطهٔ بین تورم و رشد اقتصادی می‌توان به موارد زیر اشاره نمود.

«عبدی سیدکلایی» و «طاهری» (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد موجک به بررسی رابطهٔ بین رشد و تورم در بازهٔ زمانی ۱۳۶۹:۲ تا ۱۳۹۷:۲ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان‌داد که افزایش رشد اقتصادی موجب کاهش تورم در بلندمدت می‌شود. «دلیری» و «نظری» (۱۳۹۷) به بررسی رابطهٔ بین تورم و رشد اقتصادی در کشورهای عضو D8 پرداختند. نتایج این تحقیق نشان‌داد که در تورم‌های بسیار پایین و بالا، تورم اثر منفی‌بر رشد اقتصادی دارد. «نظری» و «برزگر» (۱۳۹۳) در تحقیقی با استفاده از رویکرد آستانه‌ای به بررسی رابطهٔ بین نرخ تورم و رشد اقتصادی در ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۴۰-۱۳۹۰ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان‌داد که اثر تورم بر رشد در نرخ‌های پایین‌تر نرخ تورم، مثبت و در نرخ‌های بالا منفی است.

- **درآمدهای نفتی و تورم**

نفت به‌عنوان بزرگ‌ترین منبع انرژی کشورها محسوب می‌شود (ممی‌پور و صبحی‌جویباری، ۱۳۹۸) و در بیشتر کشورهای صادرکنندهٔ آن، درآمد نفتی به‌عنوان یکی از اجزای درآمدهای دولت به‌حساب می‌آید؛ از این‌رو، تغییرات قیمت نفت موجب تغییرات درآمدهای نفتی، مخارج دولت، کسری بودجه، عرضهٔ پول، تغییرات نرخ ارز و در نتیجه تورم شده که بر کارایی اقتصاد اثرگذار است (امامی و ادیب‌پور، ۱۳۸۸). افزایش قیمت نفت می‌تواند موجب افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت شود. با افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکنندهٔ نفت، دولت‌ها مخارج خود را به‌منظور افزایش رفاه جامعه افزایش داده و این به‌معنای افزایش تقاضای کل اقتصاد و در نتیجه تورم است؛ به‌عبارت دیگر، افزایش درآمدهای نفتی می‌تواند با سیاست‌های مالی انبساطی همراه باشد. افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش درآمدهای ارزی در کشور و متعاقب آن افزایش مخارج دولت می‌شود.

یکی‌دیگر از پیامدهای افزایش درآمدهای نفتی، تقویت پول کشورهای صادرکننده یا کاهش نرخ ارز این کشورهاست که می‌تواند در هر دو سیستم ارزی ثابت و شناور نمود پیدا کند. در سیستم نرخ ارز ثابت، ورود ارز خارجی به داخل کشور موجب افزایش حجم پول و نقدینگی شده که درنهایت موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود؛ از طرف دیگر، در نظام ارزی شناور نیز، افزایش ارزهای خارجی به داخل کشور موجب بالا رفتن ارزش پول ملی می‌شود. افزایش ارزش پول داخلی نیز موجب افزایش قیمت کالاهای داخلی نسبت به مشابه خارجی می‌شود که درنهایت این موضوع می‌تواند توان رقابتی کشور را در عرصهٔ بین‌المللی کاهش داده و رکود، تورم و بیکاری را درپی داشته باشد (کاتیک و کاراکوکا[1]، ۲۰۱۲). این موضوع در شرایطی که قیمت نفت و به‌تبع آن درآمدهای دولت‌ها کاهش‌یابد، بیشتر نمود پیدا می‌کند. با کاهش درآمدهای نفتی دولت‌ها نمی‌توانند هزینه‌های جاری خود را کاهش دهند؛ از این‌رو، ابتدا با کاهش هزینه‌های عمرانی سعی می‌کنند بخشی از کاهش درآمدهای نفتی را جبران کنند. اما در میان‌مدت این دولت‌ها با کسری بودجه مواجه شده و برای جبران آن از سیستم بانکی استقراض می‌کند. این موضوع پیامدهای مختلفی ازجمله افزایش رشد نقدینگی و تورم را به همراه دارد.

«لیو» و همکاران[2] (۲۰۲۲) به بررسی رابطهٔ بین نوسانات قیمت نفت، نرخ تورم و رشد اقتصادی در کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ نفت در بازهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹م. پرداختند. برای این‌منظور از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته،

---

[1]. Catik & Karacuka
[2]. Liu et. al.

حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان‌داد که نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی‌بر تورم و رشد اقتصادی در هر دو کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ نفت دارد. «الوکو» و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تداوم تورم در ۱۰ کشور برتر صادرکننده و واردکنندهٔ نفت پرداختند. در این مطالعه از رویکردخودرگرسیون برداری جمعی کسری[2] (FCVAR) برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تداوم نرخ تورم کشورهای صادرکننده و واردکنندهٔ نفت به‌دلیل شوک‌های قیمت نفت افزایش نمی‌یابد. در ادامه به برخی از تحقیقات داخلی در حوزهٔ رابطهٔ بین درآمدهای نفتی و تورم پرداخته می‌شود. «محنت‌فر» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر وضعیت تورم با استفاده از رگرسیون کوانتایل در ایران پرداختند. نتایج نشان‌داد که در دهک‌های مختلف رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین تورم و نوسانات قیمت نفت وجود دارد. «جعفری صمیمی» و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) نشان‌دادند که تکانه‌های مثبت درآمدهای نفتی موجب افزایش تورم و تولید در اقتصاد ایران می‌شود. «مهرآرا» و «بیات» (۱۳۸۹) تحقیق نشان‌دادند که رشد مثبت درآمدهای نفتی در کشورهای عضو اوپک در بازهٔ زمانی ۱۹۸۳–۲۰۰۶م. تورم‌زا می‌باشد و چنان‌چه رشد درآمدهای نفتی از حد آستانهٔ ۴۵٪ بیشتر شود اثر شدیدتری بر تورم خواهد داشت.

مرور ادبیات تحقیق نشان‌داد که به‌منظور تعیین عوامل اثرگذار بر تورم نظریات مختلفی وجود دارد. مطالعات مختلف در ایران نشان می‌دهد که تورم در ایران یک پدیدهٔ ساختاری است و عوامل مختلف (پولی و غیرپولی) بر آن اثرگذار است. اکثر مطالعات تجربی با مبنا قرار دادن یکی از نظریات به بررسی عوامل مؤثر بر تورم پرداختند؛ به‌عنوان مثال، مهرآرا و همکاران (۱۳۸۹) و جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی اثردرآمدهای نفتی بر تورم در ایران پرداختند. هم‌چنین «فرخی‌بالاجاده» و همکاران (۱۳۹۸) با تأکید بر متغیرهای پولی به بررسی تورم در ایران پرداختند. این موضوع منجر به تمرکز بر تعداد محدودی از متغیرهای اثرگذار بر تورم می‌شود؛ بنابراین یکی از نوآوری‌های تحقیق حاضر توجه هم‌زمان به طیف وسیع‌تری از متغیرهاست که در مطالعات پیشین نادیده گرفته شده است. نوآوری دیگر، در نتایج حاصل از روش موجک است. اکثر مطالعات موجود به بررسی عوامل مؤثر بر تورم با رویکردهای سنتی اقتصادسنجی پرداخته‌اند. در این‌میان تعداد تحقیقات اندکی از رویکرد موجک آن‌هم در مراحل ابتدایی استفاده نمودند. در این تحقیق نخست با استفاده از ترکیب رویکرد موجک گسسته و علّیت گرنجر به بررسی اثر متیغرهای کلان اقتصادی و تورم پرداخته می‌شود؛ سپس به‌منظور بررسی دقیق‌تر نتایج از رویکرد همدوسی موجک استفاده می‌شود. در این دو رویکرد جهت علّیت و هم‌بستگی بین متغیرها در فرکانس‌های زمانی مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

مرور مطالعات گذشته نشان‌داد که هم‌بستگی و جهت علّیت بین تورم و متغیرهای مختلف اقتصادی می‌تواند متفاوت باشد. براساس نظر «همیلتون» (۱۹۹۴)، این تفاوت‌ها می‌تواند تحت‌تأثیر شرایط سیاسی و اقتصادی مانند بحران‌های اقتصادی، جنگ و تغییر در سیاست‌ها و مقررات دولتی قرار داشته باشند (همیلتون[3]، ۱۹۹۴)؛ بنابراین بررسی رفتار متغیرها صرفاً با رویکردهای اقتصادسنجی ممکن است با خطا همراه باشد؛ از این‌رو، یک راه برای بررسی این روابط در اقتصادهایی با شرایط متفاوت، بررسی تجربی آن‌ها به‌صورت جداگانه است. هم‌چنین از آنجا که در دوره‌های زمانی مختلف ممکن است

---

[1]. Oloko et. al.
[2]. Fractional cointegration vector autoregressive

[2]. Hamilton

وضعیت متفاوتی بر متغیرهای اقتصادی برقرار باشد، توجه به مدل‌های آماری مناسب لازم و ضروری است؛ ازجمله قابلیت‌های مهم رویکرد موجک، تحلیل پویای رابطهٔ علّیت بین متغیرهای سری زمانی است. با توجه به تغییر طول موجک در مقیاس‌های زمانی مختلف، استفاده از رویکرد موجک می‌تواند جهت علّیت را در فرکانس‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت مشخص نماید.

- **رویکرد موجک**

تبدیل موجک، تجزیه یک تابع برمبنای توابع موجک است. موجک‌ها که به‌عنوان «موجک دختر» شناخته می‌شوند، نمونهٔ انتقال‌یافته و مقیاس شده یک تابع با طول متناهی و نوسانی شدیداً میراست که تحت عنوان «موجک مادر» شناخته می‌شود (نادری و همکاران، ۱۳۹۱). موجک مادر به این‌دلیل استفاده می‌شود که تمامی نسخه‌های انتقال‌یافته و مقیاس‌شده همگی از روی یک تابع اولیه به‌دست آمده است که همان موجک مادر است؛ از این‌رو، موجک مادر یک تابع الگو جهت تولید سایر پنجره‌ها به‌شمار می‌رود (فلاح‌پور و علی‌پور، ۱۳۹۳). تبدیل موجک، یک شکل موج را به مجموعه‌ای از سیگنال‌های سینوسی تبدیل می‌کند. سیگنال اصلی در طول زمان توسط توابع موجک تغییر مقیاس یافته که در طول زمان جابه‌جا شده، ضرب می‌شوند و سپس به‌صورت رابطهٔ زیر انتگرال‌گیری می‌شود:

$$C(S,T) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t).\psi_{S,T}(t)dt \qquad (3)$$

$\psi_{S,T}(t)$ همان موجک مادر تغییر مقیاس‌یافته به اندازهٔ S و انتقال‌یافته در زمان به اندازهٔ T است. نتیجهٔ تبدیل موجک پیوسته، ضرایب موجک C است که توابعی از مقیاس و زمان می‌باشد. با ضرب کردن هرکدام از این ضرایب در موجک مادر تغییر مقیاس‌یافته و جابه‌جا شده در زمان، موجک‌های تشکیل‌دهندهٔ سیگنال اصلی به‌دست می‌آید. در تبدیل موجک پیوسته (CWT) با تبدیل سری زمانی اصلی به تابعی از دو متغیر زمان و فرکانس، اطلاعات زیادی را در مقایسه با زمانی که سری زمانی اصلی تنها تابعی از یک متغیر بود، ارائه می‌کند. در این حالت تحلیل موجک این امکان را می‌دهد که پارامترهای زمان و فرکانس را محاسبه کرده و بدون این‌که اطلاعاتی از دست برود سری اصلی بازیابی شود. از مزیت‌های CWT این است که در انتخاب موجک‌ها آزادی زیادی وجود دارد در صورتی‌که در تبدیل گسسته این انتخاب در حد زیادی محدود است. هم‌چنین تحلیل و تفسیر نتایج به‌دلیل اطلاعات اضافه‌ای که در تبدیل پیوسته وجود دارد، ساده‌تر است. تبدیل موجک پیوسته را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$CWT_s^{\psi}(s,\tau) = \frac{1}{\sqrt{s}} \int s(t)\psi_{s,\tau}^{*}(t)dt \qquad (4)$$

این رابطه‌ها به‌صورت تابعی از دو متغیر τ و S که به ترتیب نشان‌دهندهٔ انتقال در طول زمان و مقیاس است نشان‌داده شده است. علامت * نیز نشان‌دهندهٔ مزدوج مختلط است. پارامترهای τ و s اعداد حقیقی هستند و $s>0$ می‌باشد. این دو مقدار در تبدیل موجک گسسته دارای مقادیر گسسته و در تبدیل موجک پیوسته دارای مقادیر پیوسته هستند. اگر s بزرگ‌تر از یک باشد در آن صورت سیگنال منبسط شده و کشیده‌تر می‌شود. اگر مقیاس کوچک‌تر از یک باشد آنگاه سیگنال فشرده‌تر می‌شود.

با توجه به مقاصد مورداستفاده انواع مختلف موجک مادر نظیر «هار»[1]، «مورلت»[2]، «دابشیز»[3] و مواردی دیگر قابل استفاده می‌باشد. متداول‌ترین موجک مادر که به‌طور معمول براساس استخراج خصوصیات سری‌های زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد، موجک مورلت می‌باشد که نخستین‌بار به‌وسیلهٔ «گوپیلود» و همکاران[4] (۱۹۸٤) معرفی شده است (احسانی و طاهری، ۱۳۹۷). تابع موجک پیوستهٔ مورلت به‌صورت رابطهٔ (۵) درنظر گرفته می‌شود. در این رابطه $\psi^M(t)$ تابع موجک پیوستهٔ مورلت، t عامل زمان و ω عامل فرکانس را نشان می‌دهد.

$$\psi^M(t) = \frac{1}{\pi^{\frac{1}{4}}}(e^{i\omega t} - e^{-\omega/2})e^{-t/2} \qquad (5)$$

تولنایی تجزیه و تحلیل محلی یک سری زمانی از دیگر ویژگی‌های تبدیل موجک است که در آن موجک تولنایی متراکم‌شدن به یک تابع کوتاه را دارد و می‌تولند در فرکانس‌های بلند حرکت‌ها را اندازه‌گیری کند (آگیار وسورس،[5] ۲۰۱٤). این نوع تجزیه و تحلیل مربوط به تبدیل موجک گسسته[6] (DWT) می‌شود. کاهش مقدار محاسبات موردنیاز، ارائه اطلاعات کافی در زمینهٔ تحلیل و بررسی موج اصلی و هم‌چنین تحلیل سیگنال اصلی فرکانس‌های مختلف و با وضوح کاملاً متفاوت ازجمله ویژگی‌های تبدیل موجک گسسته به‌شمار می‌رود. در تجزیه و تحلیل موجک از دوجفت تابع به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\psi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \text{و} \phi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\phi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \qquad (6)$$

که در آن ϕ، به‌عنوان تابع تقریب (موجک پدر) و ψ به‌عنوان تابع جزئیات (موجک مادر) شناخته می‌شود. J مقیاس زمانی و k مقدار حرکت در هر مقیاسی زمانی را نشان می‌دهد. تبدیل موجک گسسته دارای محدودیت‌هایی نیز است. یکی از مهم‌ترین محدودیت‌های آن تعداد مشاهدات است که باید مضربی از دو باشد. تبدیل موجک با حداکثر هم‌پوشانی MODWT[7] یک نسخهٔ اصلاح‌شده از تبدیل موجک گسسته است. این نوع موجک می‌تواند برای سری‌های زمانی با هر تعداد مشاهده به‌کار رود. ویژگی اصلی روش MODWT بررسی ارتباط آینده‌نگر وگذشته‌نگر بین متغیر وابسته و متغیر توضیحی می‌باشد. ضرایب موجک نیز از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شوند:

$$d_{j,k} \approx \int x(t)\psi_{j,k}(t)dt \qquad (۷)$$
$$s_{j,k} \approx \int x(t)\phi_{j,k}(t)dt$$

در این رابطه $s_{j,k}$، هموار[8] یا تخمین سطح jام و $d_{j,k}$ را جزئیات سطح jام می‌نامند. تخمین‌ها درواقع مؤلفه‌های با اتساع یا مقیاس بالا و فرکانس پایین سری زمانی اصلی می‌باشند. جزئیات مؤلفه‌های اتساع یا مقیاس پایین و فرکانس بالای سری اصلی می‌باشند. در عمل برای به‌دست آوردن این تخمین‌ها و جزئیات از فیلترهای پایین گذر و بالاگذر استفاده می‌شود (پازوکی و همکاران، ۱۳۹۲).

---

1. Haar
2. Morlet
3. Daubechies
4. Goupillaud et. al.
5. Aguiar-Conrariaz and Soares
6. Discrete Wavelet Transform
7. Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform
2. Smooth

مفهوم همدوسی موجک مشابه مفهوم هم‌بستگی در آمار است. با این تفاوت که در مفهوم همدوسی بُعد زمان و فرکانس درنظر گرفته می‌شوند، اما در مفهوم هم‌بستگی تنها به زمان توجه می‌شود. همدوسی موجک به‌عنوان نسبت طیف بسامدی متقاطع دو سری زمانی به ضرب طیف بسامدی هر یک از سری‌های زمانی تعریف نمود؛ به‌عبارت دیگر، همدوسی همان خودهم‌بستگی در فضای بسامدی سری زمانی درنظر گرفته می‌شود. در همدوسی خودهم‌بستگی را می‌توان در مقاطع زمانی خاص و هم‌زمان بین مقیاس‌های زمانی (فرکانس) به‌دست آورد. همدوسی موجکی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$R_t^2(s) = \frac{|S(S^{-1}W_t^{AB}(s))|^2}{S\left|\left(S^{-1}|W_t^A(s)\right)|^2 S\left|\left(S^{-1}|W_t^B(s)\right)|^2\right|} \qquad (8)$$

که S یک عمل‌گر هموارسازی است. همدوسی را می‌توان به‌عنوان هم‌بستگی خطی موضعی بین دو سری زمانی مانا و مشابه ضریب هم‌بستگی در رگرسیون خطی که در فضای فرکانسی صورت می‌گیرد، درنظر گرفت؛ بنابراین با همدوسی می‌توان بررسی کرد که چه اندازه ارتباط بین سری زمانی در فرکانس‌های مختلف و در طول زمان وجود دارد. به‌طورکلی از اختلاف فاز همدوسی موجک برای ارتباط بین دو سری زمانی استفاده می‌شود. اختلاف فاز همدوسی موجک به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Phi_{xy}(\mathrm{s},\tau)) = \tan^{-1}\left(\frac{I\left\{S\left(S^{-1}\mathrm{W}_{xy}(\mathrm{s},\tau)\right)\right\}}{R\left\{S\left(S^{-1}\mathrm{W}_{xy}(\mathrm{s},\tau)\right)\right\}}\right) \qquad (۹)$$

همدوسی موجک عددی بین صفر و یک است. همدوسی صفر نشان‌دهندهٔ عدم وجود حرکات مشترک بین دو سری زمانی می‌باشد. با افزایش همدوسی و نزدیک‌تر شدن این عدد به یک همدوسی تشدید می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، با افزایش همدوسی هم‌بستگی قوی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد.

در آمار و اقتصادسنجی به‌منظور بررسی جهت علّیت در سری‌های زمانی از آزمون علّیت گرنجر استفاده می‌شود. این آزمون براساس این اصل که علت ازنظر زمانی بر معلولش مقدم است، طراحی شده است. بر این‌اساس چنان‌چه مقادیر جاری Y_t با استفاده از مقادیر گذشته X_t با دقت بیشتری پیش‌بینی شود، در این حالت X_t علّیت گرنجری Y_t است. علّیت گرنجر بین دو سری زمانی X و Y را می‌توان به‌صورت دو معادلهٔ رگرسیونی به‌صورت رابطهٔ زیر نوشت:

$$Y(t) = \sum_{i=1}^{T} \alpha_i Y(t-i) + \varepsilon_1(t) \qquad (10)$$

$$Y(t) = \sum_{i=1}^{T} \alpha_i Y(t-i) + \sum_{i=1}^{T} \beta_i X(t-i) + \varepsilon_2(t) \qquad (11)$$

اگر مدل دوم به‌صورت معناداری مدل بهتری برای پیش‌بینی سری زمانی $Y(t)$ باشد، آنگاه گفته می‌شود X علّیت گرنجر Y است.

٤. برآورد مدل

هدف از پژوهش حاضر بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و تورم در ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ است. برای این‌منظور از دو رویکرد ترکیب موجک گسسته حداکثر هم‌پوشان - علّیت گرنجر و همدوسی موجک استفاده شده است. داده‌های پژوهش حاضر از پایگاه سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌دست آمده است. در این تحقیق از رشد متغیرهای نقدینگی، پایهٔ پولی، درآمدهای نفتی، کسری بودجه، تولید ناخالص داخلی استفاده خواهد شد.

٤-١. رویکرد ترکیبی MODWT و علّیت گرنجر

در این بخش جهت علّیت بین متغیرها در دو مرحله با استفاده از ترکیب رویکرد MODWT و علّیت گرنجر بررسی می‌شود. در این روش ابتدا با استفاده از موجک MODWT هر یک از سری‌های زمانی را به مقیاس‌های مختلف تجزیه کرده و سپس با استفاده از آزمون علّیت گرنجر به بررسی رابطه علّیت بین متغیرها پرداخته می‌شود. به‌طورکلی برای محاسبهٔ MODWT و تجزیهٔ سری‌های زمانی به مقیاس‌های مختلف[1] در تحقیقات اقتصادی از رویکرد دابشیز[2] با طول L=8 یا L=4 استفاده می‌شود. پس از تجزیهٔ سری‌های زمانی با استفاده از آزمون علّیت گرنجر به بررسی رابطهٔ بین متغیرهای تجزیه شده و نرخ تورم تجزیه شده پرداخته شد. نتایج آزمون علّیت گرنجر در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: رابطهٔ علّیت گرنجر بین متیغرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم

Tab. 1: Granger causality relationship between macroeconomic variables and inflation rate

	متغیرها مقادیر خام	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت	هموار شده
تورم علّیت گرنجر نرخ رشد پایهٔ پولی نیست.	۱۳/۲	۶۶/۳*	۵۸/۲*	۰۰۱/۰	۱۰۷/۰
نرخ رشد پایهٔ پولی علّیت گرنجر تورم نیست.	۱۲/۰	۱۵۳/۰	۵۷/۰	۷۰/۰	۸۸/۲*
تورم علّیت گرنجر نرخ رشد نقدینگی نیست.	۴۲/۴**	۴۸/۴**	۷۱/۴**	۴۸/۰	۷۶/۳**
نرخ رشد نقدینگی علّیت گرنجر تورم نیست.	۴۴/۰	۷۸/۰	۵۶/۱	۳۲/۰	۳۵/۰
تورم علّیت گرنجر نرخ رشد درآمدهای نفتی نیست.	۰۷/۰	۱۵/۴**	۷/۰	۷/۱۲***	۶۵/۴**
نرخ رشد درآمدهای نفتی علّیت گرنجر تورم نیست.	۹۶/۴**	۱۴/۲	۸/۶***	۳۹***	۹۴/۸***
تورم علّیت گرنجر نرخ رشد کسری بودجه نیست.	۸/۶***	۴۷/۳**	۸/۲*	۰۵/۱۳***	۲۱/۳*
نرخ رشد کسری بودجه علّیت گرنجر تورم نیست.	۱۵/۰	۷۵/۱	۲۶/۱	۰۸/۱۲***	۵۴/۵**
تورم علّیت گرنجر نرخ رشد اقتصادی با نفت نیست.	۵/۰	۳۶/۱	۴۲/۰	۱۳/۰	۴/۴**
نرخ رشد اقتصادی با نفت علّیت گرنجر تورم نیست.	۵۲/۱	۹۲/۲*	۶۹/۱	۲۴/۰	۴/۵**
تورم علّیت گرنجر نرخ رشد اقتصادی بدون نفت نیست.	۰۵/۰	۴۸/۰	۱۹/۰	۵/۲	۹۷/۹***
نرخ رشد اقتصادی بدون نفت علّیت گرنجر تورم نیست.	۳۶/۰	۰۳/۰	۱۴/۰	۵۷/۱	۷/۹***

منبع: یافته‌های تحقیق

* معنی‌دار در سطح خطای ۱۰٪

** معنی‌دار در سطح خطای ۵٪

*** معنی‌دار در سطح خطای ۱٪

---

[1]. در این تحقیق با توجه به رابطه $(\mathbf{j = log2(N)) - 3})$ ۳ مقیاس انتخاب شده است.

[2]. Daubechies

تحلیل متغیرها در جدول (۱) با استفاده از رویکرد MODWT و علّیت گرنجر نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و میان‌مدت در سطح اطمینان ۹۰٪، نرخ تورم علّیت گرنجر نرخ رشد پایهٔ پولی است. هم‌چنین نتایج تحلیل در متغیرهای هموار شده نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۰٪ نرخ رشد پایهٔ پولی علّیت گرنجر نرخ رشد تورم است. با توجه به نتایج این تحلیل نمی‌توان با احتمال بالا رابطهٔ علّیت بین این دو متغیر را تأیید کرد. فرجی‌بالاجاده و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از تحلیل علّیت گرنجر نشان‌دادند که رابطهٔ علّی بین رشد پایهٔ پولی و تورم در ایران وجود ندارد.

نتایج تجزیه و تحلیل علّیت گرنجر بین دو متغیر رشد نقدینگی و نرخ تورم در جدول (۱) نشان می‌دهد که فرضیهٔ مبنی‌بر این‌که تورم علّیت گرنجر رشد نقدینگی نیست رد شده و بنابراین در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت نرخ تورم علّیت گرنجر رشد نقدینگی است. نتایج برآورد علّیت گرنجر براساس متغیرهای هموار شده نیز نشان می‌دهد که نرخ تورم علّیت گرنجر نرخ رشد نقدینگی در ایران است. با توجه به نتایج فوق علّیت یک‌طرفه از نرخ تورم به رشد نقدینگی در ایران وجود دارد. با توجه به نتایج تحقیق علّیت از نرخ رشد نقدینگی به نرخ تورم را نمی‌توان تأیید کرد. فرخی‌بالاجاده و همکاران (۱۳۹۸) نیز در تحقیق خود به بررسی رابطهٔ علّیت بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم پرداختند. آن‌ها با استفاده از علّیت گرنجر نشان‌دادند که علّیت از نرخ رشد نقدینگی به نرخ تورم در ایران وجود ندارد؛ بنابراین در ایران تورم یک عامل مرتبط با نقدینگی نیست؛ بلکه این نقدینگی است که تحت تأثیر تورم قرار می‌گیرد.

نتایج تحلیل علّیت گرنجر در دو متغیر رشد درآمدهای نفتی و تورم در جدول (۱) نشان می‌دهد که علّیت یک‌طرفه از رشد درآمدهای نفتی به تورم در ایران وجود دارد. نتایج تحلیل متغیر براساس رویکرد MODWT و علّیت گرنجر نشان می‌دهد که در میان‌مدت علّیت یک‌طرفه از رشد درآمدهای نفتی به تورم در ایران وجود دارد. هم‌چنین در بلندمدت علّیت دو طرفه بین متغیرهای مورد بررسی تأیید می‌شود. نتایج تحلیل متغیرهای هموار شده نیز نشان می‌دهد که علّیت دو طرفه بین درآمدهای نفتی و تورم وجود دارد. «آرمن» و «آغاجری» (۱۳۸۸) نیز در تحقیقات خود نشان‌دادند که درآمدهای نفتی یکی از عوامل اثرگذار بر تورم در ایران است.

نتایج تحلیل علّیت گرنجر در دو متغیر رشد کسری بودجه و تورم در جدول (۱) نشان می‌دهد که علّیت یک‌طرفه از تورم به کسری بودجه در ایران وجود دارد. هم‌چنین نتایج تحلیل علّیت با استفاده از دو رویکرد MODWT و علّیت گرنجر نشان می‌دهد که در بلندمدت علّیت دو طرفه از رشد کسری بودجه به تورم و از تورم به کسری بودجهٔ وجود دارد. نتایج تجزیه و تحلیل دو متغیر هموار شده نیز نشان می‌دهد که علّیت دو طرفه بین دو متغیر وجود دارد. «کاظم‌زاده» و همکاران (۱۳۹۹) نیز در تحقیق خود نشان‌دادند که رابطهٔ علّی دو طرفه در بلندمدت بین رشد کسری بودجه و تورم در ایران وجود دارد.

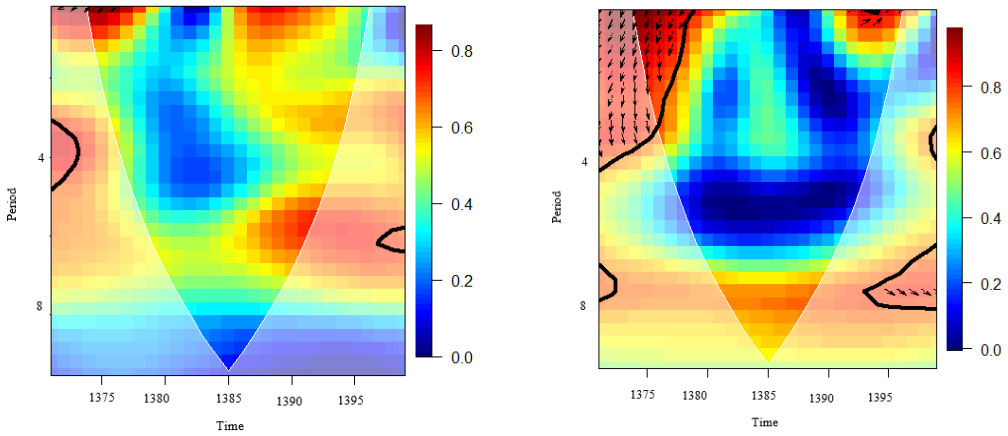
در این بخش از دو مفهوم رشد اقتصادی همراه با نفت و بدون نفت به‌منظور بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و تورم استفاده می‌شود. نتایج تحلیل علّیت گرنجر متغیرهای تحقیق در جدول (۱) نشان می‌دهد که هیچ رابطهٔ علّیتی بین رشد اقتصادی همراه با نفت و تورم و رشد اقتصادی بدون نفت و تورم وجود ندارد. نتایج تحلیل رویکرد MODWT و علّیت گرنجر نیز نشان می‌دهد که در میان مدت و بلندمدت نمی‌توان رابطه علّیتی بین دو متغیر مورد بررسی یافت؛ اما کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۰٪ رابطهٔ یک‌طرفه وجود دارد و نرخ رشد اقتصادی با نفت علّیت تورم است. با این‌حال، نتایج تحلیل متغیرهای هموار شده نشان می‌دهد که جهت علّیت دو طرفه بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد؛ به‌عبارت دیگر، رشد اقتصادی همراه با نفت و رشد اقتصادی بدون نفت در حالت هموار شده، می‌توانند علت تورم باشند. هم‌چنین تورم می‌تواند علّیت گرنجر رشد اقتصادی همراه با نفت و رشد اقتصادی بدون نفت در حالت هموار شده باشد. «گردشی» و «غلامی» (۱۳۹۶) با استفاده از علّیت گرنجر نشان‌دادند که تورم در بلندمدت بر رشد اقتصادی اثرگذار است.

٤-۲. رویکرد همدوسی موجک

برای نشان‌دادن مفهوم همدوسی در موجک از نمودار طیف انرژی استفاده می‌شود. این نمودار بر حسب شدت همدوسی بین سری‌های زمانی مورد بررسی از طیف رنگی آبی تا قرمز امتداد می‌یابد. در این نمودارها رنگ قرمز نشان‌دهندهٔ هم‌بستگی بیشتر و رنگ آبی نشان‌دهندهٔ هم‌بستگی کمتر است. با توجه به این‌که مقدار همدوسی موجک همواره مثبت است، نمی‌توان بین حرکات مشترک مثبت و منفی تمایز قائل شد. برای رفع این مشکل از رویکرد اختلاف فاز استفاده می‌شود. در این حالت تحلیل اختلاف فاز اطلاعات مفیدی را دربارهٔ جهت علّیت متغیرهای تحقیق در اختیار محققین قرار می‌دهد. این علّیت از آنجا که در بُعد زمان و فرکانس قابل ارائه است، نسبت به سایر روش‌های بررسی علّیت در سری‌های زمانی دارای اولویت است. در تحلیل اختلاف فاز به جهت فلش‌ها توجه می‌شود. در این حالت جهش فلش‌ها جهت علّیت دو سری زمانی را نشان می‌دهد. اگر فلش‌ها به صورت → و ← باشد؛ آنگاه دو سری زمانی به ترتیب هم فاز و یا غیر هم‌فاز است. اگر فلش‌ها به‌صورت ↑، ↗ و ↙ باشد؛ آنگاه در هر سه سری زمانی اول علت سری زمانی دوم است و سری زمانی اول به‌سمت سری زمانی دوم سوق پیدا می‌کند. اگر جهت فلش‌ها به‌صورت ↓، ↖ و ↘ باشد آنگاه سری زمانی دوم علت سری زمانی اول است. نمودارهای (۱) نشان‌دهندهٔ بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تورم با استفاده از رویکرد همدوسی موجک است.

نمودار ۱: بررسی رابطهٔ بین متغیرهای تحقیق و نرخ تورم (۱۳۷۰-۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد همدوسی موجک

Graph. 1: Investigating the relationship between research variables and inflation rate (1991-2020) using the wavelet coherence approach

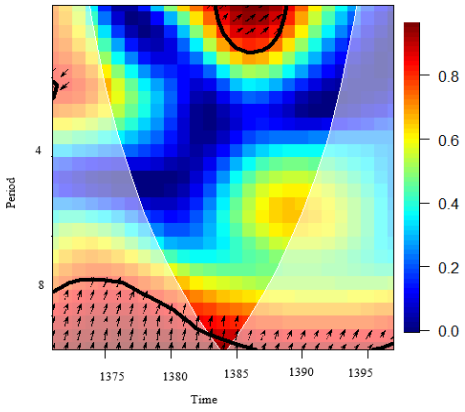


الف: نرخ رشد نقدینگی –تورم

A: Liquidity growth rate - Inflation

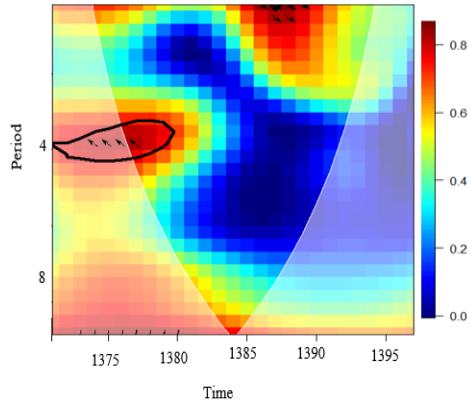
ب: نرخ رشد پایهٔ پولی –تورم

B: Growth rate of monetary base-inflation



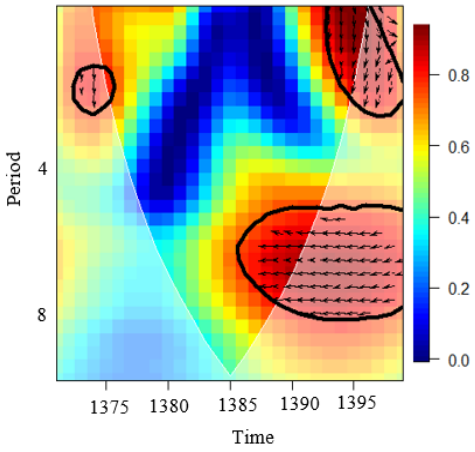
ج: نرخ رشد درآمدهای نفتی[1] –تورم

C: Growth rate of oil revenues - inflation



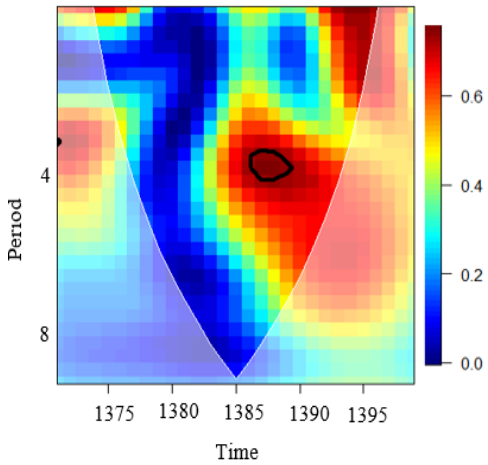
د: نرخ رشد کسری بودجه –تورم

D: Growth rate of budget deficit - inflation



هـ: نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت –تورم

E: economic growth rate with oil -inflation



ی: نرخ رشد اقتصادی بدون نفت –تورم

F: Economic growth rate without oil-inflation

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] داده‌های درآمد نفتی و کسری بودجهٔ دولت تا سال ۱۳۹۷ موجود می‌باشد.

با توجه به نمودار (۱) در دهۀ ۷۰–۸۰هـ.ش. رشد نقدینگی، رشد پایۀ پولی، رشد درآمدهای نفتی، رشد اقتصادی همراه با نفت در کوتاه‌مدت هم‌بستگی بالایی با نرخ تورم دارند. نتایج تحلیل اختلاف فاز در هر یک از نمودارها نشان می‌دهد این متغیرها در کوتاه‌مدت یک عامل اثرگذار بر تورم در ایران در دهۀ ۷۰ بوده‌اند. پس از پایان جنگ تحمیلی و در ابتدای دهۀ ۷۰ سیاست‌های تعدیل اقتصادی در کشور اجرا شد. در این دوره، سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ ارز، سیاست‌های پولی انبساطی در جهت تحریک بخش خصوصی و سیاست‌های مالی ناشی از بازسازی اثرات مهمی در افزایش حجم نقدینگی و تورم در ابتدای دهۀ ۷۰ داشتند. تورم کالاهای وارداتی دلیل دیگری برای افزایش تورم در کشور در این دوره بود. وابستگی تولید داخل به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای که تا حدودی به خارج وابسته است، منجر به شکل‌گیری تورم وارداتی در کشور شد، که به‌طور مستقیم در تورم داخلی نیز تأثیرگذار بوده است. هم‌چنین با پایان یافتن جنگ تحمیلی امکان فروش نفت بیشتر برای ایران فراهم شد و این موضوع موجب افزایش درآمدهای نفتی در کشور شد. همان‌گونه که در نمودار (۱)

نیز نشان‌داده شده است درمیان مدت نرخ رشد پایهٔ پولی و در میان‌مدت و بلندمدت، کسری بودجهٔ هم‌بستگی بالایی با تورم دارند. نتایج تحلیل اختلاف فاز در این دوره نشان می‌دهد که بالا بودن تورم در میان‌مدت بر کسری بودجه اثرگذار است. افزایش هزینه‌های ارزی دولت بابت کالاهای وارداتی یکی از دلایلی است که در اوایل دههٔ ۷۰ موجب افزایش هزینه‌های دولت به‌ویژه هزینه‌های جاری شده است. با توجه به نمودار (۱) بخش الف، ج و د، در دههٔ ۷۰ نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد درآمدهای نفتی و کسری بودجه در بلندمدت هم‌بستگی بالایی با نرخ تورم دارند. نتایج تحلیل اختلاف فاز نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی مهم‌ترین عامل اثرگذار بر تورم در این دوره بوده است.

بررسی نمودار (۱) در اواسط دههٔ ۸۰ نشان می‌دهد که هم‌بستگی بین نرخ رشد پایهٔ پولی، کسری بودجه، درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت افزایش یافته است. با توجه به نتایج تحلیل اختلاف فاز، در کوتاه‌مدت، نرخ رشد درآمدهای نفتی و پایهٔ پولی یک عامل اثرگذار بر تورم در ایران بوده است. در میان‌مدت و بلندمدت نیز، نرخ رشد پایهٔ پولی، نرخ رشد نقدینگی، درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی همراه و بدون نفت هم‌بستگی بالایی با نرخ تورم داشته‌اند. نتایج تحلیل اختلاف فاز نشان می‌دهد که رشد درآمدهای نفتی عامل اثرگذاری بر تورم در بلندمدت بوده است. هم‌چنین در میان‌مدت نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت و نرخ تورم غیر هم‌فاز هستند. در این دوره با افزایش درآمدهای نفتی، خرید ارز دولت برای تأمین منابع مالی بودجهٔ دولت توسط بانک مرکزی و برداشت از ذخایر صندوق توسعهٔ ملی افزایش یافته است. از طرف دیگر، فشارهای دولت به سیستم بانکی، افزایش اعتبارات اعطایی بانک مرکزی به بانک‌ها در قالب طرح مسکن مهر، طرح‌های نیمه‌تمام و سرمایه در گردش، ایران‌چک بانک مرکزی، اوراق مشارکت سررسید نشدهٔ دولتی، مطالبات معوق و سررسید گذشته، احتمال بخشودگی جرایم یا خط اعتباری ازسوی بانک مرکزی و ضعف مدیریت نقدینگی بانک‌ها ازجمله دلایل افزایش پایهٔ پولی در این دوره بوده است (گزارش تحولات اقتصادی، ۱۳۸۸). براساس نظریهٔ کلاسیک پول، افزایش عرضهٔ پول با رشد اقتصادی همراه نبوده و موجب افزایش تورم در کشور شده است.

در ابتدای دههٔ ۹۰ تا اواسط آن در کوتاه‌مدت، هم‌بستگی بین نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد پایهٔ پولی، نرخ رشد کسری بودجه و نرخ رشد اقتصادی همراه و بدون نفت تشدید شده است. نتایج تحلیل اختلاف فاز نشان می‌دهد که در کوتاه مدت نرخ رشد نقدینگی یک عامل اثرگذار بر تورم بوده و تورم نیز عامل اثر گذار بر نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت بوده است. با روی‌کار آمدن «ترامپ» و احتمال تشدید تحریم‌ها و درپی آن کاهش درآمدهای نفتی در اواسط دههٔ ۹۰ در میان‌مدت و بلندمدت نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد درآمدهای نفتی و نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت هم‌بستگی بیشتری با نرخ تورم داشته‌اند. نتایج تحلیل اختلاف فاز نشان می‌دهد در این دوره، نرخ تورم یک عامل اثرگذار بر نرخ رشد نقدینگی در کشور بوده است.

با توجه به مطالب گفته شده می‌توان بیان نمود که نرخ رشد پایهٔ پولی و نرخ رشد نقدینگی، هم‌بستگی بالایی با تورم دارند. این موضوع در مطالعهٔ «احسانی» و «طاهری» (۱۳۹۷) نیز تأیید شده است. این موضوع نشان می‌دهد که دیدگاه «پولیون» در ایران صادق است و همواره یکی از عوامل افزایش تورم در کشور، افزایش عرضهٔ پول بوده است. هم‌چنین براساس یافته‌های تحقیق در بلندمدت نرخ تورم تحت‌تأثیر درآمدهای نفتی قرار دارد. به‌عبارت دیگر، از آنجا که در ایران، افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش هزینه‌های دولت و فروش ارز به بانک مرکزی و برداشت‌های مختلف از صندوق توسعهٔ ملی به‌خصوص در اواخر دههٔ ۸۰ شده است، عرضهٔ پول را افزایش داده و این موضوع به پایداری تورم در بلندمدت منجر شده است. «کمیجانی» و همکاران (۱۳۹۱) نیز در تحقیق خود با استفاده از رویکرد VECM نشان‌دادند که درآمدهای نفتی در ایران تورم‌زاست. خلاصهٔ نتایج دو رویکرد فوق در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: خلاصهٔ نتایج در دو رویکرد مورد بررسی

Tab. 2: Summary of the results in the two investigated approaches

	۷۰-۸۰			۸۰-۹۰			۹۰-۹۹			رویکرد ترکیبی		
	ک	م	ب	ک	م	ب	ک	م	ب	ک	م	ب
inf → BM	*			*(؟)[1]	*(؟)		*(؟)	*(؟)		*	*	
inf ← BM				*(؟)	*(؟)		*(؟)	*(؟)				
inf → Li						*(؟)			*	*	*	*
inf ← Li	*		*			*(؟)	*					
inf → oi										*		*
inf ← oi			*	*		*			*		*	*
inf → rc	*			*	*(؟)				*(؟)	*	*	*
inf ← rc	*		*		*(؟)				*(؟)			*
inf → go					+(؟)[2]	+(؟)		+(؟)	+(؟)	*		
inf ← go					+(؟)	+(؟)	*	+(؟)	+(؟)			
inf → gw					*(؟)	*(؟)		*(؟)	*(؟)			
inf ← gw					*(؟)	*(؟)		*(؟)	*(؟)			

منبع: یافته‌های تحقیق

۱. هم‌بستگی بالا و جهت علّیت نامشخص

۲. هم‌بستگی بالا و غیر هم‌فاز

۵. نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تورم، شناسایی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و تورم می‌تواند در کنترل آن نقش مهمی ایفا کند. شناسایی رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی و شدت این رابطه می‌تواند به مقامات پولی کشور کمک کند تا اثر شوک‌های احتمالی متغیرهای مورد بررسی را با اعمال سیاست‌های به موقع خنثی کنند. عوامل مختلفی در شکل‌گیری تورم نقش دارند که می‌توان آن‌ها را به دو دستهٔ عوامل درون‌زا و عوامل برون‌زا تقسیم نمود. حجم نقدینگی، پایهٔ پولی، کسری بودجه و رشد اقتصادی ازجمله عوامل درون سیستم اقتصادی کشور است که می‌تواند بر تورم اثرات مستقیم و غیرمستقیم داشته باشد. در کنار این عوامل درون‌زا متغیرهایی مانند تغییرات قیمت انرژی جهانی (مانند نفت) و تحریم‌های بین‌المللی می‌تواند بر تورم در کشور اثرگذار باشند. وابستگی شدید بودجهٔ کشور به درآمدهای نفتی موجب شده است که اقتصاد ایران نتواند در مقابل این شوک‌های برون‌زا مقاومت کند و تحریم‌های نفتی به‌عنوان یکی از ابزارهای فشار دولت‌های غربی بر ایران تبدیل شود. هدف از تحقیق حاضر بررسی رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی شامل: نقدینگی، پایهٔ پولی، درآمدهای نفتی، کسری بودجه، رشد اقتصادی بدون نفت، رشد اقتصادی همراه با نفت بر تورم در ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۹ است. برای این‌منظور از دو رویکرد همدوسی موجک و ترکیب رویکرد موجک گسسته حداکثر هم‌پوشان و علّیت گرنجر استفاده می‌شود. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر در کنار توجه به زمان به پویایی اثرگذاری متغیرها در حوزهٔ فرکانس هم توجه می‌کند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که:

با توجه به رویکرد ترکیبی MODWT و علّیت گرنجر، علّیت گرنجر از نرخ تورم به نرخ رشد نقدینگی در ایران وجود دارد. رویکرد همدوسی موجک نیز نشان می‌دهد که در ابتدای دههٔ ۷۰ در کوتاه‌مدت و میان‌مدت

و در اوایل دههٔ ۹۰ در کوتاه‌مدت، نرخ رشد نقدینگی بر نرخ تورم اثرگذار است. بر این‌اساس دیدگاه پولیون در اقتصاد ایران در بازهٔ زمانی مذکور تأیید می‌شود. اما در اواسط دههٔ ۹۰، در بلندمدت نرخ تورم عامل نرخ رشد نقدینگی است؛ به‌عبارت دیگر، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در این دوره، مکانیزم اثرپذیری درون‌زای پول از فعالیت‌های اقتصادی فعال‌شده که این موجب می‌شود تا تورم نیز بر حجم پول در اقتصاد اثرگذار باشد. «التجایی» (۱۳۹۹) نیز در تحقیق خود نشان‌داد که در رژیم‌هایی که نرخ تورم بالاست، تورم می‌تواند به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر رشد نقدینگی درنظر گرفته شود.

- با توجه به رویکرد ترکیبی MODWT و علّیت گرنجر، رابطهٔ علّیت بین این نرخ رشد پایهٔ پولی و نرخ تورم وجود ندارد. در رویکرد همدوسی موجک نیز در کوتاه‌مدت در اواسط دههٔ ۸۰ رشد پایهٔ پولی علّیت تورم در ایران بوده است. اگرچه هم‌بستگی بین این دو متغیر در میان‌مدت و بلندمدت در دههٔ ۸۰ و ۹۰ وجود داشته است، اما پیرامون علّیت آن نمی‌توان اظهارنظر کرد.

- در رویکرد ترکیبی MODWT و علّیت گرنجر، علّیت گرنجر از نرخ رشد درآمدهای نفتی به تورم در ایران وجود دارد. با توجه به رویکرد همدوسی موجک نرخ رشد درآمدهای نفتی در اوایل دههٔ ۷۰ و اواسط دههٔ ۸۰ در کوتاه‌مدت بر نرخ تورم اثرگذار است. هم‌چنین در بلندمدت در کل بازهٔ مورد بررسی نرخ رشد درآمدهای نفتی عاملی برای افزایش نرخ تورم در ایران است. این موضوع دور از انتظار نیست؛ زیرا با افزایش قیمت نفت و به‌تبع آن افزایش درآمدهای نفتی در کشور، از یک‌طرف هزینه‌های عمرانی دولت افزایش می‌یابد و از طرف دیگر، قدرت دولت‌ها در سرکوب نرخ ارز بیشتر می‌شود. این موضوع در شرایطی که درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد اثر خود را بیشتر نشان می‌دهد. با کاهش درآمدهای نفتی قدرت دولت در کنترل نرخ ارز کمتر شده و شوک‌های ارزی متفاوتی در کشور در طی سال‌های مختلف روی می‌دهد؛ بنابراین از یک‌طرف، درآمدهای نفتی می‌تواند موجب خلق پول در اقتصاد شود؛ از طرف دیگر، با ایجاد شوک‌های مختلف مانند شوک‌های ارزی می‌تواند از طریق تورم ناشی از فشار هزینه به افزایش انتظارات تورمی و تورم کمک کند.

- با توجه به رویکرد ترکیبی MODWT و علّیت گرنجر، علّیت گرنجر از نرخ تورم به نرخ رشد کسری بودجه وجود دارد. هم‌چنین در بلندمدت وجود علّیت گرنجر دو طرفه بین این دو متغیر تأیید می‌شود. نتایج رویکرد همدوسی موجک نشان‌داد که نرخ تورم در اواسط دههٔ ۸۰ تا اوایل دههٔ ۹۰ در کوتاه‌مدت یک عامل اثرگذار بر کسری بودجه در ایران بوده است.

- در رویکرد ترکیبی MODWT و علّیت گرنجر، تنها رابطهٔ علّیت دو طرفه بین رشد اقتصادی همراه (بدون) نفت و تورم، در حالت هموار شده وجود دارد.

نتایج رویکرد همدوسی موجک نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت در ابتدای دههٔ ۷۰ تورم عامل اثر گذار بر نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت و اواسط دههٔ ۹۰ نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت یکی از عوامل مؤثر بر تورم است. همچنین در میان‌مدت و بلندمدت در دههٔ ۹۰، نرخ رشد اقتصادی همراه با نفت و نرخ تورم غیر هم فاز هستند؛ به عبارت دیگر، با افزایش نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی کاهش یافته و بالعکس.

در پایان با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادهایی ارائه خواهد شد؛ در دورانی که نرخ تورم بالاست کنترل نرخ رشد نقدینگی می‌تواند به کنترل تورم در کشور کمک کند. از طرف دیگر، کنترل تورم نیز می‌تواند به کنترل نرخ رشد نقدینگی

بیانجامد. درآمدهای نفتی اصلی‌ترین علت تورم به‌طور خاص در بلندمدت است. در این‌راستا کنترل تزریق درآمدهای نفتی به اقتصاد کشور می‌تواند به کنترل تورم کمک کند. در این‌راستا پیشنهاد می‌شود که دولت به‌منظور افزایش درآمدهای خود به منابع مالیاتی اتکا داشته باشد و با تقویت سیستم مالیاتی درآمدهای خود را افزایش دهد. از طرف دیگر، یکی از عوامل مؤثر بر کسری بودجه در کوتاه‌مدت تورم است؛ از این‌رو با مدیریت تورم می‌توان کسری بودجه را کنترل کرد. هم‌چنین در بلندمدت کنترل کسری بودجه می‌تواند به کنترل تورم بیانجامد. به‌منظور کنترل کسری بودجه پیشنهاد می‌شود ضمن تقویت سیستم مالیاتی به کاهش هزینه‌های دولت از طریق واگذاری برخی از فعالیت‌ها به بخش خصوصی اقدامات لازم صورت گیرد. در پایان، سیاست‌های مبتنی‌بر رشد اقتصادی می‌تواند به بهبود کنترل تورم کمک کند.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که ازکلیهٔ دست‌اندرکاران نشریه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران و داوران ناشناس برای بهبود و غنای متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری و نگارش نگارندهٔ اول، به راهنمایی نگارندگان دوم و سوم و مشاورهٔ نگارندهٔ چهارم است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

کتابنامه

- شاکری، عباس؛ و باقرپور، الناز، (۱۴۰۲). «بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجک»، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۸، (۹۴): ۴۷ – ۷۹. doi:10.22054/ijer.2022.63350.1036

- ابوترابی، محمدعلی؛ حاجامینی، مهدی؛ و توحیدی، سحر، (۱۴۰۰). «عملکرد سیستم مالی و تورم در ایران: برخی واقعیت‌های سبک‌وار». *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۹ (۳۳): ۴۱-۷۶. Doi: 10.52547/qjfep.9.33.41

- احسانی، محمدعلی؛ و طاهری‌بازخانه، صالح، (۱۳۹۷). «کاربرد تبدیل موجک پیوسته در کشف پویایی‌های رابطهٔ علّی بین نقدینگی و اجزای تشکیل‌دهندهٔ آن با تورم: مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران». مجله تحقیقات اقتصادی، ۲(۵۳): ۲۵۳-۲۷۸. Doi: 10.22059/jte.2017.234859.1007612

- آرمن، سید عزیز؛ قربان‌نژاد، مجتبی؛ و کفیلی، وحید، (۱۳۹۶). «نگاهی دوباره به تورم در ایران: رویکرد VARX». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶ (۲۲): ۹۹-۱۲۱. DOI: 10.22084/AES.2017.1882

- آرمن، سید عزیز؛ و آغاجری، سید جواد، (۱۳۸۸). «درآمد نفت، تورم و رشد در ایران: آزمون بیماری هلندی پیش از اصلاح ارز». اقتصاد مقداری، ۲ (۲۱): ۳۷-۶۲. https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10706

– التجایی، ابراهیم، (۱۳۹۹)، « بررسی رابطه علی میان پول و تورم در ایران: رهیافت MS-VAR». *فصلنامهٔ اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۵ (۳): ۳–۲۶. DOI: 10.30465/jnet.2020.6295

– امامی‌پور، کریم؛ و ادیب‌پور، مهدی، (۱۳۸۸). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید». مدلسازی اقتصادی، ۳ (۴): ۱–۲۶. SID. https://sid.ir/paper/176317/fa

– پازوکی، نیما؛ حمیدیان، اکرم؛ محمدی، شاپور؛ و محمودی، وحید، (۱۳۹۲). «استفاده زا تبدیل موجک جهت بررسی میزان هم‌بستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس‌های زمانی مختلف». *فصلنامهٔ دانش سرمایه‌گذاری*، ۲(۷): ۱۳۱–۱۴۸. https://jik.srbiau.ac.ir/article_7513.html

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ بالونژادنوری، روزبه؛ و طهرانچیان، امیرمنصور، (۱۳۹۵). «بررسی اثر تکانه‌های درآمدهای نفتی بر تولید و تروم در شرایط وجود چسبندگی در قیمت و دستمزد». *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۴۸: ۱–۳۲. https://iiesj.ir/article-1-351-fa.html

– حسینی‌پور، سید محمدرضا، (۱۳۹۷). «بررسی رابطهٔ علت و معلولی کسری بودجه، عرضهٔ پول و نرخ تورم در ایران». *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۶ (۲۱): ۹۳–۱۰۹. https://www.jmsp.ir/article_56128.html

– دلیری، حسن؛ و نظری، عظیم، (۱۳۹۷). «اثر آستانه‌ای تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای D8، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی PSTR». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری*، ۵ (۴): ۱–۲۰. doi: 10.22055/jqe.2018.23066.1706

– زروکی، شهریار؛ یوسفی بارفروشی، آرمان؛ و مقدسی‌سدهی، اکرم، (۱۳۹۹). «آزمون اثرتانزی و پاتینکن در اقتصاد ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۵ (۲): ۳۴۷–۳۷۲. doi: 10.22059/jte.2020.291751.1008256

– عبدی سیدکلایی، محمد؛ و طاهری‌بازخانه، صالح، (۱۳۹۹). «بازبینی رابطه میان رشد اقتصادی و تورم در ایران با استفاده از تحلیل حوزه زمان و فرکانس». *پژوهش‌های اقتصاد ایران*، ۵ (۸۵): ۹۱–۱۱۵. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.43207.765

– علایی، رضا؛ و بختیاری، صدیقه، (۱۳۹۷). «تأثیر آستانه‌ای پایهٔ پولی بر تورم: رهیافت غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم». *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، ۵۵: ۱۰۹–۱۴۱. https://econrahbord.csr.ir/article_103337.html

– فرخی بالاجاده، حشمت‌اله؛ خوچیانی، رامین؛ و آسایش، حمید، (۱۳۹۸). «بررسی رابطه پویایی رشد پول و نقدینگی در ایران: یک رویکرد تحلیل اکوفیزیک از رابطه مقداری پول». *فصلنامهٔ نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۶): ۲۲۵–۲۴۸. https://journals.tabrizu.ac.ir/article_8868.html

– فلاح‌پور، سعید؛ و علی‌پورریکنده، جواد، (۱۳۹۳). «پیش‌بینی شاخص سهام با استفاده از شبکه عصبی موجکی در بورس اوراق بهادار تهران». *راهبرد مدیریت مالی*، ۲ (۷): ۱۵–۳۱. DOI: 10.22051/JFM.2014.1806

– کاظم‌زاده، اعظم؛ کریمی پتانلار، سعید؛ و جعفری‌صمیمی، احمد، (۱۳۹۹). «تحلیلی از اثر تنزی و اثر ضدتنزی در اقتصاد ایران: رویکرد مبدل موجک گسسته و الگوی خود رگرسیون برداری آستانه». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۲۹: ۱۳–۳۷. DOI: 10.22080/iejm.2020.16858.1701

– کمیجانی، اکبر؛ سبحانیان، سید محمدهادی؛ و بیات، سعید، (۱۳۹۱). «اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۴۵: ۲۰۱-۲۲۱. https://joer.atu.ac.ir/article_956.html

– گردشی، راضیه؛ و غلامی، الهام، (۱۳۹۶). «بررسی رابطه علّیت بین رشد اقتصادی، تورم و توسعه بازار سهام در ایران». *فصلنامهٔ اقتصاد کاربردی*، ۷(۲۲): ۲-۲۱. https://civilica.com/doc/938666

– محنت‌فر، یوسف؛ برادران، زینب؛ و آذری، زهرا، (۱۳۹۷)، «اثر تکانه‌های قیمت نفت بر وضعیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل». *فصلنامهٔ پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، ۴ (۱): ۱۹۱-۱۷۱. https://epprjournal.ir/article-1-292-fa.html

– ممی‌پور، سیاب؛ و صبحی‌جویباری، فاطمه، (۱۳۹۸). «پویایی عبور قیمت نفت بر شاخص قیمت های داخلی در ایران». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸ (۳۱)، ۲۲۵-۲۵۳. DOI: 10.22084/AES.2019.18236.2805

– مهرآرا، محسن؛ و بیات، سعید، (۱۳۸۹). «اثرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر تورم کشورهای عضو اوپک با استفاده از روش حد آستانه». *دوفصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷: ۱۲۴-۱۰۷. https://economic.mofidu.ac.ir/article_47831.html?lang=fa

– نادری، اسماعیل؛ و عباسی‌نژاد، حسین، (۱۳۹۱). «تحلیل آشوب، تجزیه موجک و شبکه عصبی در پیش‌بینی شاخص بورس تهران». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲ (۸): ۱۱۹-۱۴۰. DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.6.5

– نظری، محمدرضا؛ و برزگردوین، مجتبی، (۱۳۹۳)، «بررسی اثر تورم بر رشد در اقتصاد ایران». پژوهشنامهٔ بازرگانی، ۷۳: ۱۴۵-۱۷۰. https://civilica.com/doc/1382639

– نیازی‌محسنی، محسن؛ شهرستانی، حمید؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ و غفاری، فرهاد، (۱۳۹۹). «بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران». *اقتصاد پولی مالی*، ۲۷ (۱۹): ۴۶-۲۹. https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109

– هولت، ریچارد پی‌اف.، پرسمن، استیون (۲۰۰۱). *راهنمای اقتصاد پساکینزی*. ترجمهٔ مهدی تقوی (۱۳۹۷)، تهران، دانشگاه علامه طباطبایی.

- Naderi, E. & Abbasinejad, H., (2012). “Chaos Analysis, Wavelet Decomposition and The Performance of Neural Network Models in Forecasting Tehran Stock Exchange Index”. *Journal OF economic modeling research*, 2 (8): 119 - 140. DOR: 20.1001.1.22286454.1391.2.8.6.5

- Abdi Seyyedkolaee, M. & Taheri Bazkhaneh, S., (2021).“ Revisiting the Relationship between Economic Growth and Inflation in Iran Using Time-Frequency Analysis”. *Iranian Economic Research,* 5 (85): 115-91. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.43207.765 (In Persian).

- Abdullah, A.-M.; Al-Abduljader, S. & Naser, K., (2020). “Determinants of Inflation in Kuwait”. *The Journal of Developing Areas*, 54(3): DOI: 10.1353/jda.2020.0034

- Aboutorabi, M. A.; Hajamini, M. & Tohidi, S., (2021). "Financial System Performance and Inflation in Iran: Some Stylized Facts". *Financial and Economic Policy Quarterly*, 9 (33) :41-76. doi: 10.52547/qjfep.9.33.41 (In Persian).

- Abu, N. & Karim, M. Z., (2015). "The Non-linear Relationship Between Fiscal Deficits and Inflation: Evidence from Africa". *South East European Journal of Economics and Business,* 10(2): 102–112. DOI: 10.1515/jeb-2015-0013

- Aguiar-Conraria, L. & Soares, M. J., (2014). "The continuous wavelet transform: Moving beyond uni- and bivariate analysis". *Journal of Economic Surveys*, 28 (2): 344-375. https://doi.org/10.1111/joes.12012

- Alaei, R. & Bakhtiari, S., (2018). "Threshold effect of monetary base on inflation: Non-linear autoregressive and smooth transition approach". *Economic Strategy Quarterly,* 55: 109-141. https://econrahbord.csr.ir/article_103337.html (In Persian).

- Andrés Domingo, J. A. & Hernando Castellet, I., (1997). "Does Inflation Harm Economic Growth?: Evidence for the OECD". *Documentos de trabajo/Banco de España*, 9706.

- Arman, S A. & Aghajari, S J., (2009). "Oil Revenue, Inflation and Growth in Iran: A pre- Exchange Rate reform examination of Dutch disease". *Quantitative Economics*, 2, (21): 37-62. https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10706 (In Persian).

- Arman, S. A.; Ghorbannezhad, M. & kafili, V., (2017). "Take a look at inflation in Iran: Varx approach ". *Scientific-Research Quarterly of Applied Economic Studies of Iran*, 6 (22): 121-99. DOI: 10.22084/AES.2017.1882 (In Persian).

- Barro, R., (1978). "Comment from an Unreconstructed Ricardian". *Journal of Monetary Economics,* 4: 569-581. https://doi.org/10.1016/0304-3932(78)90051-X

- Barro, R., (1979). "On the Determination of the Public Debt". *Journal of Political Economy,* 87: 240-271. https://www.jstor.org/stable/1833077

- Catao, L. A. & Terrones, M. E., (2005). "Fiscal Deficits and Inflation". *Journal of Monetary Economics,* 52(3): 529–554. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.06.003

- Catik A. N. & Karacuka M., (2012). "Oil Pass-Through to Domestic Prices in Turkey: Does the Change in Inflation Regime Matter?". *Economic Research,* 25 (2): 277-296. https://doi.org/10.1080/1331677X.2012.11517508

- Chimobi, O. P., (2010). "Inflation and Economic Growth in Nigeria". *Journal of sustainable Development,* 3(2): 159. https://dc.cbn.gov.ng/jas/vol3/iss1/3

- Choudhary, M. A. &Parai, A. K., (1991). "Budget deficit and inflation: the Peruvian experience". *Applied Economics,* 23(6): 1117-1121. https://doi.org/10.1080/00036849100000015

- Chowdhury, A., (2002). "Does Inflation Affect Economic Growth? The Relevance of the Debate for Indonesia". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 7(1): 20-34. https://doi.org/10.1080/13547860120110452

- Daliri, H. & Nazari, A., (2019). "Threshold Effects of Inflation on Growth in D8 Countries: A Panel Smooth Transition Regression Approach". *Quantitative Economics Quarterly*, 5 (4): 1-20. doi: 10.22055/jqe.2018.23066.1706 (In Persian).

- Darrat, A. F., (2000). "Are budget deficits inflationary? A reconsideration of the evidence". *Applied Economics Letters*, 7(10): 633-636. https://doi.org/10.1080/135048500415914

- Datta, K. & Mukhopadhyay, C. K., (2011). "Relationship Between Inflation and Economic Growth in Malaysia-An Econometric Review". In: *International Conference on Economics and Finance Research*, 4 (1): 415-419. https://www.jstor.org/stable/41317057

- Ditimi, A.; Sunday, K. & Emma-Ebere, O. O., (2017). "The Upshot of Money Supply and Inflation in Nigeria. Valahian". *Journal of Economic Studies*, 8(2): 75–90. https://doi.org/10.1515/vjes-2017-0021

- Dogas, D., (1992). "Market power in a non-monetarist inflation model for Greece". *Applied Economics*, 24(3): 367-378. https://doi.org/10.1080/00036849200000150

- Dornbusch, R.; Favero, C. & Giavazzi, F., (1998). "Immediate Challenges for the European". Economic Policy, 13 (26): 15-64. https://www.jstor.org/stable/1344749

- Ehsani, M. A. & Taheri Bazkhaneh, S., (2018). "The Application of Continuous Wavelet Transform in Discovering the Dynamics of the Causal Relationship between Liquidity and its Components with Inflation: a Case Study of Iran". *Economic Research,* 53 (2): 253-278. doi:10.22059/jte.2017.234859.1007612 (In Persian).

- Eita, J. H.; Manuel, V.; Naimhwaka, E. & Nakusera, F., (2021). "The Impact of Fiscal Deficit on Inflation in Namibia". *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 1: 141-164. DOI: https://doi.org/10.2478/jcbtp-2021-0007

- Elmrabet, M. & Ghazi, B., (2018). "Causality deficit-inflation: wavelet transform. hal". 01941464

- Eltejaei, E., (2020). "Investigating the Causality between Money and Inflation in Iran: a MS-VAR Approach". *Modern Economy and Trade Quarterly*, 15 (3): 26-3. doi:10.30465/jnet.2020.6295 (In Persian).

- Emami, K. & Adibpour, M. (2009). "Investigating the asymmetric effects of oil shocks on production". economic modeling. 3 (4: consecutive 10): 1-2. SID: https://sid.ir/paper/176317/fa (In Persian).

- Fallahpour, S. & Alipour Reikandeh, J., (2016). "Prediction of Stock Index Using Wavelet Neural Networks in Tehran Stock Exchange". *Financial Management Strategy,* 2 (7): 15-31. doi: 10.22051/jfm.2014.1806 (In Persian).

- Farrokhi Balajadeh, H.; Khochiani, R. & Asayesh, H., (2019). "Investigating the Dynamic Relationship between the Money Growth and Inflation in Iran: An Econophysics Analysis of Quantity Theory of Money". *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 2(6): 225-248. https://journals.tabrizu.ac.ir/article_8868.html (In Persian).

- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". *American Economic Review,* 58: 102–110. https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf

- Gardeshi, R. & Gholami, E., (2017). "Investigating the causal relationship between economic growth, inflation and stock market development in Iran*". Quarterly Journal of Applied Economics*, 7(22): 2-21. https://civilica.com/doc/938666 (In Persian).

- Göçmen, T., (2016). "Causal Relationship Between Money and Inflation during a High Inflation Period: The Case of Turkey". *Journal of International Business and Economics,* 4(2): 1–11. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(12)00026-3

- Hamburger, M. J. & Zwick, B., (1981). "Deficits, money and inflation". *Journal of Monetary Economics,* 7(1): 141-150. https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90057-X

- Handa, J., (2009). *Monetary Economics*. 2nd Edition. New York: Routledge.

- Hossain, M. E.; Ghosh, B. C. & Islam, M. K., (2012). "Inflation and economic growth in Bangladesh". *Researchers World,* 3(4): 85. www.bangladeshbank.org.bd

- Hosseinipour, S. MR., (2018). "Causality Assessment among Budget Deficit, Money Supply and Inflation Rate in Iran". *Strategic and Macro Policy Quarterly*, 6 (21): 109-93. https://www.jmsp.ir/article_56128.html (In Persian).

- Hume, D. of Interest (1752). *Reprinted in The Philosophical Works of David Hume*. 4 volumes. Boston: Little Brown. 1954.

- Jafari Samimi, A., Balounejad Nouri, R. & Tranchian, A. M., (2016). "An Investigation of the Impact of Oil Revenue Shocks on Output and Inflation under Conditions of Price and Wage Stickiness". *QEER*, 12 (48): 1-32. URL: http://iiesj.ir/article-1-351-fa.html (In Persian).

- Jiang, C.; Chang, T. & Li, X. L., (2015). "Money Growth and Inflation in China: New Evidence from A Wavelet Analysis". *International Review of Economics & Finance*, 35: 249-261. https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.10.005

- Kamijani, A.; Sobhanian, S. M. H. & Bayat, S., (2012). "Asymmetric Effects of Oil Revenue Growth on Inflation in Iran Using the VECM Method". *Economic Research Journal,* 45: 201-221. https://joer.atu.ac.ir/article_956.html (In Persian).

- Kasidi, F. & Mwakanemela, K., (2013). "Impact of Inflation on Economic Growth: A Case Study of Tanzania". *Asian Journal of empirical research*, 3(4): 363-380. https://archive.aessweb.com/index.php/5004/article/view/3366

- Kazemzade, A.**;** Karimi Potanlar, S. & Jafari Samimi, A.**,** (2020). "An Analysis of the Terence Effect and the Anti-Tensile Effect in Iran's Economy: Discrete Wavelet Transform Method and a Threshold Vector Autoregressive Model**"**. *Research Journal of Macroeconomics,* 29: 13-37. DOI: 10.22080/iejm.2020.16858.1701(In Persian).

- Khan, M. S. & Senhadji, A. (2002). "Inflation, Financial Deepening and Economic Growth. In Banco de Mexico Conference on Macroeconomic Stability". *Financial Markets and Economic Development*. (Vol. 1213).

- Lin, H. Y. & Chu, H. P., (2013). "Are fiscal deficits inflationary?". *Journal of International Money and Finance,* 32: 214-233. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.04.006

- Liu, Y.; Sharma, P.; Jain, V.; Shukla, A.; Shabbir, M. S.; Tabash, M. I. & Chawla, C., (2022). "The relationship among oil prices volatility, inflation rate, and sustainable economic growth: Evidence from top oil importer and exporter countries". *Resources Policy,* 77: 102674. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102674

- Mehnatfar, Y.; Bradaran Khanian, Z. & Azari, Z., (2018). "Oil Price Shocks and Inflation in Iran: Quantile Regression Approach". *Quarterly Journal of Energy Policy and Planning Research*, 4 (1): 171-191. URL: http://epprjournal.ir/article-1-292-fa.html (In Persian).

- Mehrara, M. & Bayat, S., (2010). "The Non-Linear Effects of Oil Revenues on Inflation in OPEC Countries Using the Threshold Approach". *Two scientific quarterly journals of economic studies and policies,* 17: 107-124. https://sid.ir/paper/219066/fa (In Persian).

- Memipour, S. & Sobhi Joybari, F., (2019). "Dynamics of Oil Price Pass-Through into Iran's Domestic Prices Index over Time". *Scientific-Research Quarterly of Applied Economic Studies of Iran,* 8 (3): 225-253. DOI: 10.22084/AES.2019.18236.2805 (In Persian).

- Mensah, A. C. & Okyere, E., (2015). "Real Economic Growth Rate in Ghana: The Impact of Interest Rate, Inflation and GDP". *Global Journal of Research in Business & Management,* 4(1): 206-212.

- Meyer, L. H., (2001). *Does Money Matter*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 83.

- Miller, P., (1983). "Higher Deficit Policies Lead to Higher Inflation". *Quarterly Review,* Federal Reserve Bank of Minneapolis: 8-19.

- Mukhtar, T. & Zakaria, M., (2010). "Budget Deficit, Money Supply and Inflation: The Case of Pakistan". *Economic Trends & Economic Policy*, 20(122): https://www.jstor.org/stable/41259914

- Mukoka, S., (2018). "An econometric assessment of the impact of inflation on economic growth: A case study of Zimbabwe economy". *Economics,* 7(1): 17–22. https://www.sciencepublishinggroup.com/article/10.11648/j.eco.20180701.13.

- Murjani A., (2019). "Inflation and Growth in Indonesia: The Nexus and Threshold". *Journal of Applied Economic Sciences*, 14(1): 241-251. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=803117

- Mweni, F. T.; Njunguna, A. & Oketch, T., (2016). "The Effect of External Debt on Inflation Rate in Kenya, 1972 -2012". *International Journal of Financial Research,* 7(4), 198 – 207. https://doi.org/10.5430/ijfr.v7n4p198

- Naderi, E. & Abbasi-Nejad, H., (2012). "Chaos Analysis, Wavelet Decomposition and the Performance of Neural Network Models in Forecasting Tehran Stock Exchange Index". 3 (8): 119-140. URL: http://jemr.khu.ac.ir/article-1-508-fa.html (In Persian).

- Nazari, M. & Barzegar davin, M., (2015). "Investigating the Impact of Inflation on Growth in Iran Economy". *Business Journal*, 73: 145-170. https://civilica.com/doc/1382639 (In Persian).

- Niazi Mohseni, M.; Shahrashtani, H.; Hejberkiani, C. & Ghaffari, F., (2020). "Investigating the effect of monetary policy shocks and oil revenues on inflation and economic growth in Iran". *Financial Monetary Economics*, 27(19): 46-29. *https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109* (In Persian).

- Oloko, T. F.; Ogbonna, A. E.; Adedeji, A. A. & Lakhani, N., (2021). "Oil price shocks and inflation rate persistence: A Fractional Cointegration VAR approach". *Economic Analysis and Policy,* 70: 259-275. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.02.014

- Oyeleke, O. J. & Orisadare, M. A., (2018). "Relative Importance of Public Debts and Money Growth on Inflation in Nigeria". *International Journal of Economics and Finance*, 10(7): 99-107. DOI: 10.5539/ijef.v10n7p99

- Pazuki, N.; Hamidian, A.; Mohammadi, Sh. & Mahmoudi, V., (2013). "Using wavelet transform to investigate the correlation of different exchange rates, oil price, gold price and Tehran Stock Exchange index in different time scales". *Investing Science Quarterly*, 2 (7): 131-148. https://jik.srbiau.ac.ir/article_7513.html (In Persian).

- Rehman, S.; Abro, A. A.; Hussain, T.; Cavaliere, L. P. L.; Thalho, N. P. & Ayaz, K., (2021). "Relationship Between Inflation and Other Macroeconomic Variables in Pakistan". *Ilkogretim Online*, 20(5): 7770-7784. doi: 10.17051/ilkonline.2021.05.882

- Ryczkowski, M., (2021). "Money and inflation in inflation-targeting regimes–new evidence from time–frequency analysis". *Journal of Applied Economics*, 24(1): 17-44. https://doi.org/10.1080/15140326.2020.1830461

- Sargent, T. J. & Wallace, N., (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3): 1-17.

- Shakeri, A. & Bagherpour Oskouie, E., (2023). "Examination of the nature of inflation in Iran's economy: wavelet convergence approach". *Journal Economic research*, 28 (94): 47-79. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63350.1036 (In Persian).

- Sowa, N. K., (1994). "Fiscal deficits, output growth and inflation targets in Ghana". *World Development*, 22(8): 1105-1117. https://doi.org/10.1016/0305-750X(94)90079-5

- Ssebulime, K. & Edward, B., (2019). "Budget Deficit and Inflation Nexus in Uganda 1980–2016: a Cointegration and Error Correction Modeling Approach". *Journal of Economic Structures,* 8(1): 1-14. https://journalofeconomicstructures.springeropen.com/articles/10.1186/s40008-019-0136-4

- Sumon, K. K. & Miyan, M. S., (2017). "Inflation and Economic Growth: An Empirical Evidence of Bangladesh (1986-2016)". *International Journal of Economics and Financial*, 7(5): 454. https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/5385

- Tursoy, T. & Mar'i, M., (2020). "Lead-lag and Relationship Between Money Growth and Inflation in Turkey: New evidence from a Wavelet Analysis". *MPRA*, 99595. DOI: https://doi.org/10.14505/tpref.v11.1(21).04

- Uddin, G. S.; Muzaffar, A. T.; Arouri, M. & Sjö, B., (2017). "Understanding The Relationship Between Inflation and Growth: A Wavelet Transformation". *Approach in The Case of Bangladesh. The World Economy,* 40(9): 1918-1933. https://researchdirect.westernsydney.edu.au/islandora/object/uws:38758

- Zaroki, SH.; Yousefi barfurushi, A. & Moghadasi Sedehi, A., (2020). "Testing the Effect of Tanzi and Patinkin in Iran's Economy". *Economic Research*, 55 (2): 347-372. DOI: 10.22059/JTE.2020.291751.1008256 (In Persian).

Vol. 13, No. 49, Spring (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

The Dependence of Stock Market Bubbles on Monetary Policy Shocks: TVP-VAR Approach

Teymour Mohammadi[1], Seyedeh Mahboobeh Hosseini[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25540.3387
Received: 2022.01.09; Accepted: 2022.05.25
Pp: 41-71

Abstract

The occurrence of a price bubble in the financial sector, especially the stock market and the possibility of its collapse, causes uncertainty about the financial market and ultimately the outflow of capital from it. Since the occurrence of crisis in these markets can affect other sectors of the economy as well, the policymakers plan and implement appropriate monetary and fiscal policies to deal with the crisis and respond in a timely and correct manner to prevent its destructive effects. Considering that Iranian financial markets, like other countries, are not safe from this phenomenon, in this research, by using Iranian quarterly data of some variables including interest rate, gross domestic product, gross domestic product deflator, dividends, consumer price index, oil price, exchange rate and stock price index, for the period 2003:1 to 2019:3 and Bayesian inference, the TVP-VAR model (time-varying parameters vector Auto regressive) is estimated and the impulse - response functions of variables is driven, and the dependence of stock market bubbles on monetary policy shocks are investigated. The results show that a number of research variables, such as interest rates, gross domestic product, gross domestic product deflator, dividends, stock price and it's fundamental component, have had almost stable patterns over time, and their response to monetary policy shock has not changed much and only in the case of stock prices, we can see that its negative reaction to the monetary policy shock has decreased over time but the reaction of bubbly component of stock price to the monetary policy shock has not been stable over time and in recent years of the sample, the reaction of bubbly component, end up increasing from the beginning.

Keywords: Financial Markets, Stock Price Index, Price Bubble, Monetary Policy.
JEL Classification: E44, G14, G12, E52.

1. Associate Professor, Department of Economic, Facility of Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: atmahmadi@gmail.com
2. Ph.D. Student in Economics, Department of Economic, Facility of Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Citations: Mohammadi, T. & Hosseini, S. M., (2024). "The Dependence of Stock Market Bubbles on Monetary Policy Shocks: TVP-VAR Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 41-71. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.25540.3387
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5078.html?lang=en

1. Introduction

Financial markets are one of the main pillars of the economy that transfer monetary resources from markets with surplus funds to markets that need these resources. Among the various and important roles of this market, the process of directing funds in the most efficient possible way, can be considered as its most important and in addition, the expansion of these markets can be the engine of economic growth. Financial markets, like any other markets, can undergo changes and sometimes the occurrence of these changes and fluctuations is such that it can't be explained by the basic economic concepts and failure to control them in a timely manner can have irreparable consequences.

One of the most common irregularities in emerging financial markets is bubble dynamics. A statistical look at the activity of the Tehran Stock Exchange shows that during the years of activity of this market, the stock index has experienced many fluctuations and therefore this phenomenon has raised many questions in the minds of researchers and experts, including: Is the increase in the index due to the presence of bubbles in the index? What determines the stock price and its sharp fluctuations in the market? What is the accurate policy to control and eliminate bubbles? The importance of carefully examining this issue and answering the questions is that if there is a price bubble and it collapses, the price of financial assets will be drastically reduced, a financial crisis will be created and there will be uncertainty about the capital market. Eventually, this phenomenon will cause capital outflow and weaken the country's financial system (Hirigoyen and Poulain, 2014).

Pre-crisis views were based on the view that the central bank should focus on stabilizing inflation and the output gap and not need to react to changes in asset prices, but post-crisis views state that the central bank should pay attention to changes in asset prices and respond to them by applying the accurate policy, and in the meantime, applying the accurate monetary policy is one of the ways which the central bank can influence prices and then control market fluctuations, and as a result, the occurrence of Prevent crisis (Cariani and Calin, 2019). But the question is whether the impact of such policies on bubbles is constant over time. Therefore, this study investigates the problem of dependence of stock market bubbles on monetary policy shocks using a vector auto regression model with time varying parameters.

2. Methodology

In this study, the reduced form of the vector auto regression model with time varying parameters was identified based on the Primary (2005).

Time-varying parameter vector auto regressions (TVP-VARs) have become an increasingly popular tool for analyzing the behavior of macroeconomic time series. TVP-VARs differ from more standard fixed coefficient VARs in that they allow for coefficients in an otherwise linear VAR model to vary over time following a specified law of motion. In addition, TVP-VARs often include stochastic volatility (SV), which allows for time variation in the variances of the error processes that affect the VAR.

The attractiveness of TVP-VARs is based on the recognition that many, if not most, macroeconomic time series exhibit some form of nonlinearity.

A VAR is a simple time series model that explains the joint evolution of economic variables through their own lags. A TVP-VAR preserves this structure but in addition models the coefficients as stochastic processes. In the most common application, the

maintained assumption is that the coefficients follow random walks, specifically the intercepts, the lag coefficients as well as the variance and co-variances of the error terms in the regression. Conditional on the parameters, a TVP-VAR is still a linear VAR, but the overall model is highly nonlinear. While the assumption of random walk behavior may seem restrictive, it provides for a flexible functional form to capture various forms of nonlinearity.

The main challenge in applying TVP-VAR models is how to conduct inference. In this article, we therefore discuss the Bayesian approach to estimating a TVP-VAR with SV. Bayesian inference in this class of models relies on the Gibbs sampler, which is designed to easily compute multivariate densities. The key insight is to break up a computationally intractable problem into sequences of feasible steps.

The variables used in this study are y_t, p_t, p_t^c, i_t, q_t, p_o, $p_e$and d_t which represent the logarithm of GDP, the logarithm of the GDP deflator index, the logarithm of the consumer price index, the short-term bank interest rate (alternative for Interest rates), the logarithm of the real stock market price index, the logarithm of oil price, the logarithm of exchange rate and the logarithm of the real dividend per share.

Define the vector x_t as $x_t = [\Delta y_t, \Delta d_t, \Delta p_t, \Delta p_t^c, \Delta p_o, \Delta p_e, i_t, \Delta q_t]'$ and assume the relationship between these variables and structural shocks can be defined based on a vector auto regression model with time varying parameters as follows:

$$x_t = A_{0,t} + A_{1,t}x_{t-1} + A_{2,t}x_{t-2} + \cdots + A_{p,t}x_{t-p} + e_t \qquad (2\text{-}1)$$

Where $A_{0,t}$ is the vector of the time varying intercepts and for i = 1,…, p, $A_{i,t}$ is the matrix of time varying parameter and is the vector of the reduced form shock.

Our identification of monetary policy shocks is based on the approach of Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005; henceforth, CEE), though our focus here is on the dynamic response of stock prices to an exogenous hike in the interest rate. Also, and in contrast with CEE, we allow for time variation in the VAR coefficients, which results in estimates of time-varying impulse responses of stock prices to policy shocks. In addition to the usual motivations for doing this (e.g., structural change), we point to a new one which is specific to the issue at hand: to the extent that changes in interest rates have a different impact on the fundamental and bubble components, the overall effect on the observed stock price may change over time as the relative size of the bubble changes (Gali and Gambetti, 2015).

The standard approach to estimating and conducting inference in TVP-VARs uses Bayesian methodology. The key advantage over frequentist methods is that it allows researchers to use powerful computational algorithms that are particularly well-adapted to the treatment of time variation. Moreover, the use of prior information in a Bayesian framework helps researchers to discipline the behavior of the model, which is especially relevant in high-dimensional problems such as those discussed in this article.

Bayesian and frequentist inference are fundamentally different approaches to describing and making assessments about data and empirical models. Bayesian inference starts by postulating a prior distribution for the parameters of the model. This prior is updated using the information contained in the data, which is extracted using a likelihood function. The object of interest in Bayesian estimation is the posterior distribution, which

results from this updating process. Estimators in a Bayesian context are thus defined as statistics of this distribution such as the mean or mode (Lubik and Matthes, 2015).

3. Conclusion

Under our baseline specification which assumes no contemporaneous response of monetary policy to asset prices, the evidence points to protracted episodes in which stock prices increase persistently in response to an exogenous tightening of monetary policy. That response is clearly at odds with the "conventional" view on the effects of monetary policy on bubbles.

The results show that some research variables, such as interest rates, GDP, GDP deflator, dividends, stock price and the fundamental component of stock prices, in response to the contractionary monetary policy shock which caused by interest rate increases, have had an almost stable behavior pattern over time and haven't changed significantly, but the reaction of bubble component of stock price to the political shock have not been stable over time and its negative reaction to the monetary policy shock has decreased over time and in the last years of the sample, from the first periods, has an increasing patterns.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to thank the referees of the article for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

This paper is derived from a PhD thesis. Therefore, the collection of materials and data, the analysis of the research Model and finally the writing of the article were done by the second author with the guidance and supervision of the first author.

Conflict of Interest

The authors declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

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
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.

بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی: رویکرد TVP-VAR

تیمور محمدی[۱]، سیده محبوبه حسینی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25540.3387
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۰۴
صص: ۷۱-۴۱

چکیده

وقوع حباب قیمتی در بخش مالی به‌خصوص بازار بورس و احتمال فروپاشی آن، باعث ایجاد نااطمینانی نسبت به بازار مالی و درنهایت خروج سرمایه از آن می‌شود. ازآنجاکه بروز بحران در این بازارها می‌تواند سایر بخش‌های اقتصادی را نیز متأثر کند، سیاست‌گذاران به برنامه‌ریزی و اعمال سیاست‌های پولی و مالی مناسب، برای مقابله با بحران و واکنش به‌موقع و درست برای جلوگیری از اثرات مخرب ناشی از آن می‌پردازند. با توجه به این‌که بازارهای مالی ایران نیز هم‌چون سایر کشورها از وقوع این پدیده در امان نیستند، در این پژوهش با استفاده از استنباط بیزینی به برآورد مدل TVP-VAR (خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر زمانی) و استخراج توابع کنش و واکنش متغیرها، با به‌کارگیری داده‌های فصلی متغیرهای نرخ بهره، GDP، تعدیل‌کنندهٔ GDP، شاخص قیمت مصرف‌کننده، سود تقسیمی، قیمت نفت، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام ایران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۲:۱ تا ۱۳۹۸:۳، پرداخته شده و وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهندهٔ این است که تعدادی از متغیرهای پژوهش، مانند GDP، تعدیل‌کنندهٔ GDP، سود سهام تقسیمی، شاخص قیمت سهام و جز بنیادی شاخص قیمت سهام طی زمان تا حدودی الگوی رفتاری ثابت داشته‌اند و واکنش آن‌ها به تکانهٔ سیاست پولی تغییر چندانی نداشته است و فقط درخصوص قیمت سهام شاهد آن هستیم که واکنش منفی آن به شوک سیاست پولی، طی زمان کاهش‌یافته، اما واکنش جز حبابی قیمت سهام به شوک سیاست پولی طی زمان تغییر کرده و در سال‌های انتهایی نمونه از ابتدا روندی افزایشی داشته است.

کلیدواژگان: بازارهای مالی، شاخص قیمت سهام، حباب قیمت، سیاست پولی.
طبقه‌بندی JEL: E44, G14, G12, E52.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسندهٔ مسئول).
Email: atmahmadi@gmail.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: smh_economist@yahoo.com

ارجاع به مقاله: محمدی، تیمور؛ و حسینی، سیده محبوبه، (۱۴۰۳). «بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی: رویکرد TVP-VAR». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۴۱-۷۱. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.25540.3387
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5078.html?lang=fa

۱. مقدمه

بازار اوراق بهادار یک بازار قانون‌مند و ساختاریافته و در عین‌حال یکی از حساس‌ترین بخش‌های بازار مالی است که خیلی سریع و به میزان قابل‌توجهی از نوسانات و دوره‌های تجاری اقتصادی تأثیرگرفته و منعکس‌کنندهٔ تغییرات اقتصادی است. کارشناسان حوزهٔ اقتصاد سعی می‌کنند پدیده‌هایی مانند تحولات و نوسان‌های بازار دارایی‌ها از قبیل: مستغلات، ارز، اوراق بهادار و طلا را به‌وسیلهٔ تئوری‌ها و بررسی متغیرهای اقتصادی پایه‌ای، تشریح کنند؛ اما گاهی در شرایط خاص، نحوهٔ رفتار قیمت در بازار دارایی‌ها، فارغ از متغیرهای اقتصادی پایه‌ای و مطابق انتظارات ذهنی و یا سوداگرانه عوامل مشخص می‌شود.

ظهور و گسترش حباب قیمتی در بازارهای مالی، به‌خصوص بازار سهام همیشه یک بحث جنجال برانگیز بوده است. به‌بیان ساده، حباب، افزایش شدید و پی‌درپی در قیمت یک دارایی خاص یا مجموعه‌ای از چند دارایی‌ها تعریف می‌شود که جذب خریداران جدید که بیشتر سفته‌بازان علاقه‌مند به کسب سود حاصل از معاملهٔ دارایی‌ها و نه بهره‌گیری از پتانسیل درآمدزایی آن‌ها هستند، موجب افزایش اولیه در قیمت است. درنهایت کاهش ناگهانی قیمت‌ها و انتظارات معکوس اتفاق‌افتاده و درنهایت به بحران‌های شدید مالی می‌انجامد.

بازار بورس کشور که در گذشته بخش نسبتاً کم‌اهمیت از اقتصاد درنظر گرفته می‌شد، درحال حاضر عاملی تعیین‌کننده در بیشتر تحولات اقتصادی منظور می‌شود. نگاه آماری به سابقهٔ عملکرد بازار بورس اوراق بهادار تهران این نکته را یادآور می‌کند که از تابستان سال ۱۳۷۷، شاخص قیمت بازار بورس افزایش یافته و در پاییز سال ۱۳۸۳ به بالاترین مقدار خود رسیده است. پس‌از این، بازار سهام اُفت شدیدی داشته و به پایین‌ترین مقدار خود در زمستان سال ۱۳۸۷ رسید و سپس مجدداً شاخص قیمت بازار بورس اوراق بهادار افزایش یافته و در سال ۱۳۹۹ بازهم شاخص قیمت اُفت شدیدی پیدا کرد. به‌دلیل وجود این‌چنین نوسان‌هایی در شاخص قیمت، مطالعات گوناگونی به بررسی نحوهٔ شکل‌گیری حباب قیمتی، پرداخته و الگوهای مختلفی جهت شناسایی و یا تشریح نحوهٔ شکل‌گیری و ایجاد حباب تاکنون ایجاد شده‌اند. ازآنجاکه قیمت دارایی‌ها تخصیص‌های موجود در دنیای واقعی یک اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، فهم شرایطی که در آن قیمت از مقدار بنیادی خود فاصله می‌گیرد، دارای اهمیت است؛ به‌عنوان مثال، تجربهٔ نشان‌داده است که حباب‌ها انگیزهٔ سرمایه‌گذاری عوامل بازار را منحرف کرده و باعث سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی می‌شوند که بیش‌ازاندازه قیمت‌گذاری شده‌اند؛ از طرف دیگر، فروپاشی و ترکیدن حباب در بازارهای دارایی باعث ایجاد نوعی نااطمینانی می‌شود که باعث خروج سرمایه از بازارهای مولد و کشانده شدن آن به‌سمت بازارهای نامولد می‌شود. ایجاد حباب در یک بازار، به‌آسانی می‌تواند دیگر بازارها را تحت‌تأثیر قرار داده و اثرات نامطلوبی ایجاد کند.

برخلاف دیدگاه‌های متعارف پیش از بحران‌های مالی، دال‌بر این‌که بانک‌های مرکزی لزوماً باید بر ثبات تورم و هم‌چنین شکاف تولید تمرکز کرده و به تغییر قیمت دارایی‌ها عکس‌العمل نشان ندهند، دیدگاه‌ها و نظریات بعد از بحران، اذعان دارند که لازم است بانک مرکزی به تغییرات قیمت مربوط به دارایی‌ها توجه کنند و علاوه‌بر آن، با اجرای سیاست درست و مناسب به آن عکس‌العمل نشان دهند (گالی و گامبتی[1]، ۲۰۱۵). با حرکت

[1]. Gali & Gambetti

بازارهای مالی به‌سمت جهانی‌شدن و انتخاب نظام پولی و ارزی با انعطاف بیشتر، شواهد پیش‌بینی‌پذیری از تأثیر متغیرهای پولی بر بهبود عملکرد بازار سهام نمایان شده و پژوهش‌ها و مطالعات متعددی درخصوص ارتباط میان بازارهای پیشرفتهٔ سهام (بالغ) و اتخاذ سیاست پولی مناسب، به انجام رسیده است. شرایط پولی هر اقتصادی، بازدهی بازار سهام را متأثر خواهد کرد و با توجه به این نکته، نقش بازار سهام که بخش مهمی از بازار سرمایه بوده، در انتقال سیاست پولی، بسیار قابل‌ملاحظه است (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

بازار سهام در ارتباط با تصمیم‌های مرتبط با سیاست پولی نقشی چندجانبه بازی می‌کند؛ از یک‌سو، عملکرد بازار سهام به شکل گسترده‌ای توسط تغییر در تصمیمات سیاست پولی و از چند مسیر متأثر شده و از سوی دیگر قیمت‌های سهام انعکاس‌دهندهٔ پیشرفت‌های اقتصادی در مقیاس گسترده بوده و بنابراین مقامات اتخاذکنندهٔ سیاست پولی می‌توانند از آن در اجرای تصمیم‌های سیاستی بهره ببرند؛ از این‌رو، عملکرد بازار سهام نه‌تنها به تصمیم‌های مرتبط با سیاست پولی واکنش نشان داده و اقتصاد را متأثر می‌کند، بلکه درزمینهٔ انتظارات بخش خصوصی از مسیر عادی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان، بازخوردی را برای بانک مرکزی ایجاد می‌کند (چتزیانشیو و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۷۵۵).

موضوع حائز اهمیت در اجرای سیاست‌های پولی، میزان اثربخشی و هم‌چنین کارایی این سیاست‌ها است، یعنی درجه و نحوهٔ اثرگذاری آن‌ها بر تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری که درواقع بخش حقیقی اقتصاد نامیده می‌شوند. کانال‌های انتقال و تأثیرگذاری سیاست پولی به میزان زیادی موردتوجه پژوهش‌گران بوده و با توجه به تغییرات ساختاری طی دهه‌های اخیر، این موضوع مطرح می‌شود که اثر سیاست پولی بر بازارهای مالی و به‌ویژه بازار سهام، ممکن است که طی زمان ثابت نباشد و رابطهٔ پایداری بین این دو وجود نداشته باشد؛ بنابراین در این پژوهش به‌دنبال بررسی این مسأله هستیم که آیا حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی وابسته است؟ آیا اثر سیاست پولی بر حباب‌های بازار سهام طی زمان تغییر می‌کند یا خیر؟ و از این‌رو، هدف پژوهش این است که ضمن بررسی وجود یا عدم وجود اثرات متغیر طی زمان سیاست پولی بر حباب‌های بازار سهام، چگونگی این اثرات، جهت استفاده از آن‌ها در تصمیم‌گیری‌های سیاستی کاراتر، مورد بررسی قرار گیرد.

در ادامهٔ مطالب پژوهش، ابتدا ادبیات موضوع و پس‌از آن مطالعات تجربی بیان‌شده و در دو بخش بعدی، الگوی پژوهش تصریح‌شده و نتایج حاصل از آن توضیح داده شده و درنهایت، در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

با توجه به این‌که این پژوهش به‌دنبال بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانهٔ سیاست پولی است، در ابتدا درمورد بورس اوراق بهادار، ایجاد حباب قیمتی در این بازار و مدل‌سازی حباب‌ها توضیحاتی ارائه شده و پس‌از آن نیز به تعریف سیاست پولی و اهمیت آن در اقتصاد پرداخته شده و درنهایت کانال ارتباطی سیاست پولی و بازار سهام به‌صورت مختصر توضیح داده شده است.

---

[1]. Chatziantioniou et. al.

۲-۱. بورس اوراق بهادار

بازار بورس جزئی از بازار مالی و از مهم‌ترین آن‌ها است که در تجهیز و جمع‌آوری منابع پس‌انداز و به‌کارگیری آن‌ها در راستای سرمایه‌گذاری و تأمین مالی واحدهای تولیدی مؤثر بوده و با توجه به این‌که بخش مهمی از اقتصاد محسوب می‌شود، با دیگر بخش‌های اقتصادی نیز ارتباط دارد.

ویژگی بارز بازار بورس این است که از صاحبان سرمایه‌های راکد و پس‌اندازها، حمایت قانونی کرده و برخی الزامات، به‌خصوص الزامات قانونی را برای تقاضاکنندگان سرمایه ایجاد می‌کند. بازاری که براساس مکانیسم بازار عمل کند، می‌تواند در تخصیص بهینهٔ منابع مالی کاراتر عمل نماید. فراهم‌کردن و شکل‌دادن یک بازار شفاف و منصفانه برای مبادلهٔ اوراق بهادار موردپذیرش در بازار و هم‌چنین روش مناسب و درست برای نظارت بر روند دادوستد و فعالیت بازار اعضای آن، یکی از وظایف با اهمیت بورس اوراق بهادار است. مضاف‌بر این فراهم کردن زمینهٔ جهش اقتصادی، اشتغال، کاهش وابستگی اقتصادی، مهار تورم، ایجاد ارتباط با بازارهای مالی جهانی و جذب سرمایه‌های خارجی نیز از دیگر مزایای بورس اوراق بهادار است. بسیاری از کشورها، طی دهه‌های اخیر شاهد پیشرفت چشمگیر بازار بورس و نقش فزایندهٔ آن در رشد و توسعهٔ اقتصادی خود بوده‌اند. بازار بورس تهران (TSE) که نماد اصلی بازار سرمایه در ایران شناخته می‌شود قدمتی حدود پنج دهه دارد؛ اما علی‌رغم این سابقهٔ ۵۰ ساله، همواره دارای نشیب و فرازهای زیادی بوده و دوره‌هایی از رکود و رونق را تجربه کرده است و لذا هنوز نتوانسته جایگاه اصلی خود را در اقتصاد کشور پیدا کند.

۲-۲. حباب قیمت در بازار سهام

پدیدهٔ حباب به‌نوعی قیمت‌گذاری اشتباه و پایدار دارایی‌های واقعی یا مالی، گفته می‌شود. اگرچه تعاریفی که از حباب ارائه می‌شود، متفاوت هستند، اما مشخص است که هر نوع قیمت‌گذاری نادرستی را نمی‌شود حباب دانست و درحقیقت حباب، به قیمت‌گذاری‌های نادرستی اطلاق می‌شود که برخی ویژگی‌های خاص را داشته باشند؛ برای مثال، ارزش‌گذاری دارایی در دوره‌های حبابی بیشتر انفجاری است. یا این‌که ممکن است عبارت حباب به دوره‌های اطلاق شود که در آن‌ها قیمت یک دارایی نسبت به ارزش‌های بنیادی آن بیشتر می‌شود، علت این امر این است که سرمایه‌گذاران اعتقاد دارند که می‌توانند دارایی مذکور را در آینده به قیمتی بالاتر به دیگر سرمایه‌گذاران بفروشند؛ درواقع، «جان مینارد کینز» در کتاب *نظریه عمومی* خود بین دو گروه سرمایه‌گذاران که یکی از آن‌ها دارایی را برای ارزش بنیادی آن که به‌صورت جریان‌های آیندهٔ نقدی آن تعریف می‌شود، خریداری می‌کنند و گروه دیگر، یعنی همان سفته‌بازان که دارایی را برای ارزش فروش مجدد آن (سود حاصل از معامله) خریداری می‌کنند، تمایز قائل می‌شود. «هایمن مینسکی»[1] تعریف مفیدی از چگونگی شکل‌گیری حباب‌ها و نحوهٔ فروپاشی آن‌ها ارائه می‌دهد و در آن، پنج مرحلهٔ حباب را معرفی می‌کند (برونرمیر و اهمکه[2]، ۲۰۱۳).

---

[1]. Minsky
[2]. Brunnermeier & Oehmke

۱. تغییر و جابه‌جایی اولیه[1]: یک فناوری و یا یک ابداع مالی جدید به‌عنوان یک شروع‌کنندهٔ اولیه، موجب بهبود انتظارات درخصوص سوددهی و رشد اقتصادی می‌گردد؛ که این منجر به شروع مرحلهٔ دوم که همان رونق است می‌گردد.

۲. مرحلهٔ رونق[2]: ویژگی این مرحله، تلاطم کمتر قیمت‌ها، افزایش در اعتبارات و هم‌چنین سرمایه‌گذاری است. این افزایش قیمت نخست با سرعت کم رخ‌داده، اما در ادامهٔ آن با تکانه‌های فزاینده افزایش پیدا خواهد کرد.

۳. شیفتگی[3]: در این مرحله سرمایه‌گذاران به شکل دیوانه‌وار، دارایی بیش از اندازه ارزش‌گذاری شده را معامله می‌کنند و در این مرحله به شکل انفجاری قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کند و علاوه‌بر این سرمایه‌گذاران به‌احتمال‌زیاد مطلع هستند یا حداقل احتمال می‌دهند که این افزایش قیمت‌ها واقعی نباشد، اما آن‌ها مطمئن هستند که می‌توانند در آینده دارایی را با قیمت بالاتری به «احمق بزرگ‌تر»[4] بفروشند. معمولاً این مرحله حجم بالای معاملات را دارد که این معاملات دیوانه‌وار، منجر به تلاطم زیاد در قیمت‌ها می‌شوند.

٤. دریافت سود: در مرحلهٔ سودآوری، برای مدتی احتمال دارد، تقاضای کافی از سمت سرمایه‌گذاران بی‌مهارت تازه وارد، وجود داشته باشد. اما این مرحله دوام نداشته و رفته‌رفته تقاضای دارایی کم می‌شود.

۵. فاز وحشت[5]: در این مرحله، کاهش بسیار سریع قیمت اتفاق‌افتاده و سرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند تا خود را از شر این دارایی رها کنند[6] و قیمت‌ها به شکل مارپیچی[7] اُفت می‌کنند، که به‌طور معمول با واکنش‌های کارگزاران و ازطرفی تضعیف ترازنامه‌ها بیشتر شتاب می‌گیرد. به‌طور خلاصه، حباب‌ها، علل ایجاد و سقوط آن‌ها در جدول ۱، بیان‌شده است.

جدول ۱: حباب‌ها و علل ایجاد و سقوط

Tab. 1: Bubbles and causes of creation and collapse

حباب‌ها	مکان	زمان	محرک اولیه (ایجاد)	محرک سقوط
جنون گل لاله	هلند	دهه ۱۶۳۰	ویروس nosaic باعث تولید گل‌های لاله زیبا شد	قوانین حکومتی برای کنترل جنون گل لاله
حباب دریای جنوب	بریتانیا	۱۷۱۱ – ۱۷۱۸	انحصار در تجارت که حکومت اسپانیا برای قسمتی از امریکا در نظر گرفت	شکست مدیریتی و فروشندگان رهبر
حباب می‌سی‌سی‌پی	فرانسه	۱۷۱۷ - ۱۷۲۰	رشد سریع تجارت با جهان جدید	ابر تورم
افت بازار سهام در ۱۹۲۹	امریکا	۱۹۲۱- ۱۹۲۹	رونق اقتصادی بعد از جنگ جهانی اول	بالا رفتن نرخ بهره
سقوط بازار سهام در ۱۹۸۷	امریکا	۱۹۸۶ – ۱۹۸۷	تصاحب خرید سهام اهرمی و هیجان ادغام	تجارت داخلی
حباب بازار سهام ژاپن	ژاپن	۱۹۵۰- ۱۹۹۱	رونق اقتصادی پس از جنگ جهانی	افزایش نرخ بهره

---

1. Initial displacement
2. Boom phase
3. Euphoria
4. Greater Fool
5. Panic Phase
6. Dump the Asset
7. Spiral Down

(Nikkei)			دوم	
حباب دات کام	امریکا	دههٔ ۱۹۹۰	رشد اقتصادی ناشی از فناوری کامپیوتر و اینترنت	کاهش سود ناشی از تولید اضافی
حباب بازار مسکن	امریکا	۲۰۰۷ - ۲۰۰۹	وام‌های رهنی بدون پشتوانه	-

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۳. مدل‌سازی حباب‌ها

در ارتباط با حباب‌ها انواع متعددی از مدل‌ها، آزمون‌های تجربی و مطالعات آزمایشگاهی طی زمان ایجاد شده‌اند. چهار نوع مدل کلی برای بررسی علت و نحوهٔ شکل‌گیری و فروپاشی حباب‌ها در ادبیات علم اقتصاد، می‌توان درنظر گرفت که عبارتنداز: مدل‌های حباب عقلایی بدون اصطکاک[1]، مدل حباب‌های عقلایی با فرض اطلاعات نامتقارن[2]، مدل حباب ناشی از محدودیت آربیتراژ[3] و مدل حباب ناشی از عقاید ناهمگن[4]. دو گروه اول این مدل‌ها، حباب‌ها را در چارچوب انتظارات عقلایی تجزیه و تحلیل می‌کنند. تفاوت آن‌ها با هم در فرض اطلاعات متقارن یا نامتعارف عوامل بازار است. گروه سوم مدل‌هایی هستند که بر تعامل و واکنش بین سرمایه‌گذاران عقلایی و غیرعقلایی (رفتاری) تمرکز کرده، و گروه چهارم مدل‌هایی هستند که در آن‌ها عقاید و انتظارات اولیهٔ عوامل بازار به‌دلایلی ازجمله سوگیری‌های روان‌شناختی، ناهمگن بوده و بنابراین آن‌ها درمورد ارزش دارایی‌ها با یک‌دیگر مناقشه دارند. علاوه‌بر این، برای تشخیص وجود حباب در قیمت‌ها، آزمون‌هایی وجود دارد که عبارتنداز: آزمون کران واریانس[5]، آزمون دومرحله‌ای وست[6]، آزمون مانایی و آزمون هم‌انباشتگی[7]، آزمون ریشهٔ واحد بازگشتی، آزمون‌های انباشتگی جزئی و آزمون‌های تغییر رژیم.

۲-۴. سیاست پولی و اهمیت آن در اقتصاد

با توجه به تحولات چشم‌گیر و سریع اقتصادی در سطح جهان و گذار از بحران‌های اقتصادی در سال‌های گذشته، بانک‌های مرکزی برای مقابله با مسائل و مشکلات اقتصادی اقدام به تجدیدنظر در اهداف، سیاست‌ها و ابزارهای پولی نموده‌اند. سیاست پولی شامل اقدامات و تصمیماتی است که بانک‌های مرکزی (سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان پولی) جهت کنترل کردن فعالیت‌های اقتصادی، مورداستفاده قرار می‌دهند؛ اگرچه اهداف مقطعی و کوتاه‌مدت سیاست‌های پولی، کنترل نقدینگی و کارایی هرچه بیشتر نظام بانکی است، اما در عین‌حال سیاست‌های پولی بر میزان عرضهٔ پول در اقتصاد و نرخ بهره تأثیرگذاشته و از این‌طریق اشتغال، ثبات در قیمت‌ها و رشد اقتصادی را متأثر می‌کنند. مقامات یا تصمیم‌گیرندگان پولی با برخی ابزارهای سیاست پولی، مصرف پول در اقتصاد را متأثر کرده و باعث تغییر مقدار پول را در اقتصاد می‌شوند (قلی‌بگلو، ۱۳۹۰). سیاست پولی به‌عنوان یکی از مؤثرترین سیاست‌های اقتصادی، با تنظیم و تعدیل نرخ رشد نقدینگی باعث تثبیت قیمت‌ها شده و زمینهٔ

---

1. Rational bubble without friction
2. Rational bubbles with asymmetric information
3. Arbitrage restrictions bubble
4. Heterogeneous ideas bubble
5. Variance Bounds Tests
6. West's Two Step Tests
7. Integration / Cointegration Based Test

مناسب و مطمئنی را برای کارگزاران اقتصادی در امر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی فراهم می‌آورد. اجرای سیاست‌های پولی همراه با سیاست‌های ارزی که در بیشتر موارد با هم هماهنگ هستند، در اکثر کشورهای دنیا به عهدهٔ بانک‌های مرکزی است (مجتهد و حسن‌زاده، ۱۳۹۰).

دو نوع سیاست پولی کلی، عبارت است از: سیاست پولی متعارف و سیاست پولی نامتعارف که هر یک از آن‌ها ابزارهای خاص خود را دارند. در سیاست پولی متعارف می‌توان گفت که ابزار اصلی بانک‌های مرکزی برای تحت کنترل درآوردن عرضهٔ پول، نرخ‌های کوتاه‌مدت بهره بوده و تصمیمات پولی به‌وسیلهٔ نرخ ارز، قیمت دارایی‌ها، نرخ بهره و کانال اعتباری به بخش واقعی اقتصاد انتقال پیدا کرده است (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۳: ۵ و هالتون و ولمن[1]، ۲۰۱۲: ۱). در شرایط غیرعادی که ابزار سیاست پولی متعارف برای دستیابی به اهداف بانک مرکزی کفایت نکند، بانک مرکزی می‌تواند از سیاست پولی نامتعارف استفاده نماید. ابزارهای سیاست پولی نامتعارف عبارتنداز: تسهیل مقداری، تسهیل اعتباری، تسهیل درون‌زا، مداخله در بازار ارز و ذخایر بانکی (بوریو و دیسیاتات[2]، ۲۰۰۹: ۸).

۵-۲. تبیین کانال ارتباط تصمیمات سیاست پولی با بازار سهام

شوک‌های ناشی از سیاست پولی و نحوهٔ عکس العمل بازار سهام موضوع بسیاری از تحقیقات تجربی طی ۱۰ تا ۱۵ سال اخیر بوده است. به‌ویژه ادبیات مزبور به‌صورت مستند نشان می‌دهد که در صورت غیرقابل پیش‌بینی بودن تغییر نرخ‌های اسمی بهره، اثرات بامعنی و ماندگاری روی قیمت‌های حقیقی سهام داشته است. به‌عبارتی افزایش غیرمنتظره در نرخ بهره اسمی به‌طور مستقیم نرخ‌های بدون ریسک[3] را مفروض‌بر چسبندگی قیمت‌های اسمی چسبنده، تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این مسأله نرخی را که در آینده قرار است تنظیم شود، مستقیماً افزایش می‌دهد؛ بنابراین بعد از شوک سیاستی، کاهش قیمت سهام از طریق، نرخ‌های بدون ریسک اتفاق می‌افتد. مازاد بر تغییرات نرخ‌های بدون ریسک، تغییر در صرف ریسک و هم‌چنین مازاد بازدهی‌های انتظاری نیز می‌تواند نرخ تنزیل را متأثر کند و درنتیجه موجب تغییرات در قیمت سهام و بازدهی‌های محقق شده، شود (چالی و کریسی[4]، ۲۰۱۴: ۴۷).

مطابق دیدگاه سیاست‌گذاران پولی، وجود تخمین‌های درست و دقیق از واکنش قیمت دارایی‌ها نسبت به ابزارهای پولی، یکی از مهم‌ترین گام‌ها در تنظیم تصمیمات پولی مؤثر است؛ زیرا بخش عمده‌ای از انتقال سیاست پولی به‌واسطهٔ اثر نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت روی قیمت دارایی‌ها صورت می‌گیرد به شکلی که تغییرات قیمت دارایی‌ها مثل قیمت سهام، هزینه‌های استقراض مربوط به بخش خصوصی و هم‌چنین تغییرات ثروت را تعیین کرده و درنتیجه به این شکل، بر عملکرد واقعی در اقتصاد تأثیر می‌گذارد (ریگبن و ساک[5]، ۲۰۰۴: ۱۵۵۴).

در ادبیات چند دیدگاه وجود دارد که نحوهٔ تأثیر تصمیمات سیاست پولی بر عملکرد بازار سهام را شرح می‌دهد. یک دیدگاه ادعا می‌کند که افزایش قیمت‌های سهام متأثر از عرضهٔ بیشتر پول در اقتصاد است، که آن

---

1. Halton & Wolman
2. Borio & Disyatat
3. Risk free rates
4. Challe and Chryssi
5. Rigbon and Sock

هم منجر به تحریک بازار سهام و هم‌چنین اقتصاد می‌گردد. در این استدلال، فرض این است که قیمت‌های سهام توسط سود سهام مورد انتظار و نرخ‌های بهره تعیین می‌شود و هر تغییر غیرمنتظره در سیاست پولی، احتمال دارد به‌طور مستقیم به‌وسیلهٔ نرخ بهره و به‌طور غیرمستقیم به‌واسطهٔ تغییر در عوامل مؤثر و تعیین‌کنندهٔ سود سهام (مانند: پرمیوم سهام)، بر قیمت‌های سهام تأثیر بگذارد. استدلال دیدگاه دیگر این است که سیاست پولی انبساطی به‌شکل افزایش قیمت دارایی‌ها، کاهش بازدهی‌های انتظاری و در نتیجه کاهش ارزش بازار سهام را به‌دنبال دارد، علت آن این است که بالا رفتن قیمت‌های سهام علامت مناسبی از تورم آتی منظور شده و موردتوجه قرار می‌گیرد.

به‌طورکلی بازارهای سهام در ارتباط با تصمیمات سیاست پولی نقش چندجانبه ایفا می‌کنند. از یک‌طرف، عملکرد بازار سهام به‌طور گسترده‌ای توسط تغییرات سیاست پولی و از چندین کانال تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و از طرف دیگر قیمت‌های سهام منعکس‌کنندهٔ پیشرفت‌های اقتصادی در مقیاس گسترده بوده و بنابراین مقامات سیاست پولی می‌توانند از آن در اجرای تصمیمات سیاستی استفاده نمایند. از این‌جهت عملکرد بازار سهام نه‌تنها به تصمیمات سیاست پولی واکنش نشان داده و اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، بلکه در زمینهٔ انتظارات بخش خصوصی از مسیر عادی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان، بازخوردی را برای بانک‌های مرکزی فراهم می‌کند (چتزیانشیو و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۵۵).

بعد از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹م. برخی صاحب‌نظران درخصوص این‌که سیاست پولی انبساطی می‌تواند منشأ قیمت‌های حبابی دارایی‌ها باشد، مباحثی را مطرح کردند. یکی از کاستی‌های مهم مباحث مزبور دلالت‌های مربوط به پیامدهای مختلفی است که تحت شرایط گوناگون ممکن است برای قیمت سهام و سایر روابط مالی ایجاد شود؛ البته الگوهای نظری این مباحث قادر هستند مقادیر حقیقی سهام و ارزش بازاری ریسک[1] را بازسازی و تولید نماید. یکی از نتایج فرعی این نظریات این است که سیاست پولی عامل افزایش تغییرپذیری متغیرهای کمّی و قیمت سهام است (پژورلند و لیتیم[2]، ۲۰۰۹).

علاوه‌بر موانع اجرایی سیاست پولی عملیاتی، اظهارات مقامات پولی نیز در واکنش قیمت‌های سهام اثر می‌گذارد و دلیل آن، این است که سیاست پولی قیمت دارایی‌ها و خصوصاً قیمت‌های سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (کرو[3]، ۲۰۱۲: ۱۷۵).

البته نباید این نکته را فراموش کرد که واسطه‌های مالی نیز در انتقال تصمیمات مربوط به سیاست پولی به بخش‌های اقتصاد نقش دارند. این امر خصوصاً بعد از دورهٔ بحران مالی پررنگ شده است. ادبیات نظری بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۷م. بر کانال‌های ریسک‌پذیر انتقال سیاست پولی متمرکز شده‌اند و ادعا می‌کنند که نرخ‌های بهره پایین‌تر، موجب اعطای وام به قرض‌گیرندگان با ریسک بیشتر شده و صرف ریسک را کاهش می‌دهد. این کانال به‌روشنی ارتباط نزدیک متقابل، بین ثبات مالی و پولی را به تصویر می‌کشد (بک و همکاران[4]، ۲۰۱۴: ۲).

---

1. Market price of risk
2. Bjorland and Leiteme
3. Kurov
4. Beck et. Al.

ازلحاظ تجربی بررسی میزان اثربخشی ابزارهای اعمال سیاست پولی به تصمیم‌گیری بهتر بانک مرکزی منجر شده و موجب ایجاد یک بینش درست و مناسب برای تصمیم‌گیرندگان می‌شود.

۳. مطالعات تجربی

عمده‌ترین مطالعاتی که در چندسال اخیر درزمینهٔ بررسی اثرات متغیر در طول زمان متغیرها برروی یک‌دیگر انجام شده است؛ به‌عنوان مثال، می‌توان به مطالعهٔ «گالی» و «گامبتی» (۲۰۱۵)، «کاریانی» و «کیلن» (۲۰۱۹)، «توپارلی» و همکاران (۲۰۱۹) و غیره، بیشتر در قالب روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP) و مدل‌های مونت‌کارلو و زنجیرهٔ مارکوف (MCMC) هستند (ناکاجیما و همکاران[1]، ۲۰۱۱). در چنین مدل‌هایی، در طول زمان و در سطوح مختلف مدیریت اقتصاد و ساختارهای نهادی حاکم‌بر اقتصاد کشور، مقدار ضرایب مدل و نحوهٔ تأثیرگذاری آن‌ها می‌تواند تغییر کنند و توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان، برای درک نحوهٔ اثرگذاری متغیرها، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

از طرف دیگر، اکثر مطالعات انجام‌شده در داخل ایران درحوزهٔ شناسایی حباب قیمتی و چگونگی اثرگذاری تصمیم‌گیری‌های سیاستی بر آن فارغ از میزان اهمیت اندازهٔ نسبی جز حبابی صورت‌گرفته است؛ به بیان دیگر، این‌که اندازهٔ نسبی جز حبابی احتمالاً در میزان تأثیرگذاری سیاست اعمال شده می‌تواند مؤثر باشد، کمتر توسط کارشناسان این حوزه و پژوهشگران در زمینهٔ پولی و مالی در داخل کشور موردتوجه و بررسی بوده است. در ادامه به‌صورت خلاصه مروری بر پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام‌شده و همچنین نتایج هرکدام از آن‌ها ارائه شده است.

جدول ۲: پیشینهٔ مطالعات صورت‌گرفته در داخل و خارج از ایران

Tab. 2: The background of the studies carried out inside and outside of Iran

نویسنده	مکان، دوره مطالعه و روش	نتایج
اسدی و همکاران (۱۳۹۸)	ایران، ۱۳۷۰– ۱۳۹۵ DSGE	شوک احساسی به‌عنوان اصلی‌ترین منبع ایجاد حباب‌ها و در نتیجه نوسانات قیمت سهام شناخته شده و این شوک منعکس‌کنندهٔ باور خانوارها در خصوص اندازهٔ نسبی جز حبابی است.
زینیوند و همکاران (۱۳۹۷)	ایران، ۱۳۷۰– ۱۳۹۳ SVAR	بالارفتن ۱٪ نرخ بهره در کوتاه مدت، تقریباً ۱/۳٪ حباب قیمت سهام را کاهش داده و افزایش ۱٪ حجم نقدینگی واقعی، باعث افزایش ۳/۵٪ حباب قیمت سهام می‌شود.
حبیبی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران، ۱۳۸۷–۱۳۹۳ مدل آماری بیزی	حباب قیمت در شاخص کل بورس اوراق بهادار وجود دارد و احتمال ترکیدگی حباب در این بازار وقتی قیمت سهام خیلی بالا یا خیلی پایین است، افزایش می‌یابد.
جلیلی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران، ۱۳۸۴–۱۳۹۱ SVAR	تغییرات سیاست پولی به‌واسطهٔ نقدینگی و تسهیلاتی که به بخش غیردولتی اعطا شده، بر شاخص کل بورس اثرات مثبت و معنی‌داری دارد و ازطرفی تغییر نرخ ارز و نرخ سود حقیقی و در نتیجهٔ تغییرات در سیاست پولی، اثر منفی و هم‌چنین معنی‌دار بر شاخص مذکور برجای می‌گذارد.

[1] Nakajima et al

طاهریان‌فر و مینویی (۱۳۹۵)	ایران، ۱۳۸۳– ۱۳۹۲ VAR و BEEK	در شرایط وجود حباب مالی، خود هم‌بستگی بین بازده‌های سهام معنی‌دار است
پل[1] (۲۰۲۰)	امریکا، ۱۹۸۸– ۲۰۱۷ VARX	قیمت سهام و مسکن به‌دنبال سیاست پولی انقباضی همیشه کاهش می‌یابد. به‌علاوه قیمت سهام و مسکن در واکنش به شوک‌های سیاست پولی تغییرات زمانی قابل‌توجهی نشان می‌دهد. برخلاف قیمت سهام که یک الگوی مشخص در واکنش به اثرات شوک ناشی از سیاست پولی ارائه نمی‌دهد، واکنش قیمت مسکن به‌شدت با سطح قیمت مسکن مطابقت دارد: وقتی قیمت مسکن بالا است، کمتر به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان‌داده و وقتی قیمت‌ها پایین است، بیشتر واکنش نشان می‌دهد.
توپارلی و همکاران[2] (۲۰۱۹)	ترکیه، ۱۹۸۸– ۲۰۱۷ TVPVAR	تغییرات زمانی زیادی در تأثیرگذاری متغیرها روی بازده سهام نشان داده می‌شود. تأثیر شوک‌های قیمت واقعی نفت‌خام در قیاس با نرخ‌های ارز و بهره کمتر است. شوک تولید مطابق انتظار بر بازده سهام اثر مثبتی دارد. به‌علاوه نوسان بازده سهام، با تغییرات نرخ ارز و همچنین نرخ بهره، به‌میزان زیادی توضیح داده می‌شود.
کاریانی و کیلن[3] (۲۰۱۹)	کشورهای OECD، ۱۹۹۰– ۲۰۱۷ TVPVAR	در کوتاه مدت، تأثیر سیاست پولی بر حباب‌ها مثبت است، ولی در بلندمدت اثرات منفی خواهد بود و محققان نتیجه گرفتند که واکنش حباب‌ها به سیاست‌های پولی به شرایط و بستر اقتصادی خاص هر کشور بستگی دارد.
کرسپو کوارسما و همکاران[4] (۲۰۱۸)	امریکا، ۱۹۹۰– ۲۰۱۶ TVP-GVAR	شوک انقباضی سیاست پولی ایالات‌متحده موجب کاهش مداوم جهانی در فعالیت واقعی و کاهش بین‌المللی قیمت مصرف‌کننده و همین‌طور حقوق صاحبان سهام می‌گردد. همچنین ارزش ارزها در برابر دلار آمریکا کاهش می‌یابد. برای چندین متغیر، شواهدی برای تغییرات زمانی قابل‌توجهی پیدا می‌کنیم: تأثیر سرریزهای بین‌المللی قبل از بحران مالی جهانی بر تولید، قیمت سهام و نرخ ارز قوی‌تر بوده است.
گوارین و لویبا لئون[5] (۲۰۱۷)	امریکا، ۱۹۶۰– ۲۰۱۶ TV-FAVAR	شوک پیش‌بینی‌نشده در سیاست پولی، موجب کاهش در بازار سهام در بیشتر صنایع می‌شود. واکنش صنایع به شوک سیاست پولی طی زمان متغیر بوده و در بین صنایع نیز متفاوت است. با بررسی ارتباطات شبکه‌ای در صنایع مشخص شد که ارتباط بیشتر بین صنایع منجر به عکس‌العمل بیشتر آن‌ها به شوک ناشی از سیاست پولی می‌شود.

بررسی جدول بالا که به شکل خلاصه، پژوهش‌های انجام‌شده در داخل و خارج از کشور را عنوان می‌کند، نشان‌دهندهٔ آن است که در پژوهش‌های انجام‌شده در داخل ایران درمورد حباب قیمتی شاخص سهام، تمرکز اساسی بر شناسایی دوره‌هایی بوده که شاخص قیمت با حباب همراه بوده است و درنهایت راه‌هایی برای مقابله با ایجاد حباب یا کاهش اثرات مخرب ناشی از آن ارائه شده است. برخی مطالعات نیز حباب قیمتی را اندازه‌گیری کرده‌اند؛ بنابراین، پژوهش حاضر درصدد است که با به‌کارگیری مدل TVP-VAR و نحوهٔ شناسایی استفاده شده برای جز حبابی که به‌طور مفصل در ادامه تشریح شده است، بررسی کند که آیا واکنش جز حبابی به شوک سیاستی طی زمان تغییر می‌کند یا خیر و آیا اندازهٔ نسبی جز حبابی در طول زمان، در اثرگذاری شوک سیاست انقباضی بر کاهش و یا حذف حباب، تأثیرگذار است یا خیر و با عنایت به کمتر موردتوجه بودن این موضوع، درصدد پر کردن این شکاف است.

[1] Paul
[2] Toparli et al
[3] Caraiani & Calin
[4] Crespo Cuaresma et al
[5] Guerin and Leiva- Leon

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به‌منظور بررسی اثرات متغیر طی زمان سیاست پولی بر بازار سهام، مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR) مورداستفاده قرار می‌گیرد. در این مدل، ضرایب VAR با گذشت زمان، به‌تدریج تغییر می‌کنند و این الگو یک مدل فضا–حالت است. در مدل‌های متغیر زمانی، متغیرهای وابسته و مستقل تابع زمان هستند و طی زمان تغییر می‌کنند و در نتیجه پارامترهای ثابتی نمی‌توان محاسبه کرد و لازم است تابع‌های واکنش آنی و ضربه‌ای را به‌دست آورد. زمانی‌که در هر دوی ضرایب و در ماتریس واریانس–کوواریانس تغییرات زمانی مطرح باشد، این‌که تغییرات زمانی ساختار خطی از تغییر در اندازهٔ شوک‌ها (کنش)، ناشی شده است یا از تغییرات در سازوکارهای انتشار (واکنش)، توسط داده‌ها تعیین می‌شود (پریمسیری[1]، ۲۰۰۵).

در برخی سری‌های زمانی مربوط به اقتصاد کلان، به‌دلیل دگرگونی شرایط، گاهی شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی مشاهده‌شده است (استوک واتسون[2]، ۲۰۰۸)؛ از این‌رو، مدل TVP-VAR ما را قادر می‌سازد تا ماهیت بالقوه تغییر زمانی ساختار اقتصادی را به شیوه‌ای انعطاف‌پذیر و قوی به‌دست آوریم؛ به‌عبارتی می‌توان گفت که ضرایب متغیر زمانی (TVP) منجر به نتایج دقیق‌تری می‌شوند (دل‌نگرو و اترک[3]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر وه مکاران[4]، ۲۰۱۱؛ کروبلیس[5]، ۲۰۱۳). در مدل VAR با پارامترهای متغیر در زمان با نوسانات تصادفی که به‌وسیلهٔ «پریمیسری» (۲۰۰۵) پیشنهاد داده شده است، مدل را می‌توان با استفاده از زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو (MCMC) در فضای استنباط بیزی تخمین زد. جهت معرفی الگوی TVP-VAR، اول یک الگوی VAR ساختاری که به‌صورت زیر نشان داده می‌شود، را درنظر می‌گیریم:

$$Ay_t = Q_1 y_{t-1} + \cdots + Q_p y_{t-p} + u_t, \quad t = p+1, \ldots, T \qquad (۰-۱)$$

که y_t بردار n×1 متغیرهای مشاهده‌شده، A و $Q_1 \ldots Q_p$ ماتریس n×n پارامترها و $u_t \sim (0, \sum_u)$ بردار n×1 شوک‌های ساختاری را نشان‌داده که به‌صورت زیر است:

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \ldots & 0 & \sigma_n \end{bmatrix} \qquad (۰-۲)$$

رابطهٔ شبیه‌سازی میان شوک‌های ساختاری به‌صورت بازگشتی است، فرض می‌شود که A ماتریسی پایین مثلثی است و عناصر قطر اصلی یک هستند:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \ldots & 0 \\ \alpha_{2,1} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n,1} & \ldots & \alpha_{n,n-1} & 1 \end{bmatrix} \qquad (۰-۳)$$

در رابطهٔ (۴–۱) امکان تعیین مقداری یکتا برای پارامترهای الگو وجود دارد، علت آن این است که ضرایب الگو مجهول هستند و امکان دارد متغیرها هم زمان بر هم‌دیگر اثر بگذارند (بردین و اوریلی[6]، ۲۰۰۴). در این

---

[1]. Primiceri
[2]. Stock & Watson
[3]. Del Negro & Otrok
[4]. Eickmeier, Lemke & Marcellino
[5]. Korobilis
[6]. Bredin & O'Reilly

پژوهش ماتریس A یک ماتریس ۸×۸ است که ۲۸ مؤلفه اصلی که طی زمان متغیر است، دارد. برای برآورد پارامترها، رابطهٔ (۴-۱)، به‌صورت الگوی VAR تعدیل‌شده، مجدداً تصریح می‌گردد:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_p y_{t-p} + A^{-1}\sum_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_n) \tag{۴-۰}$$

در رابطهٔ (۴-۴)، $B_i = A^{-1}Q_i, i = 1, \ldots, p$ است. همینطور B به صورت یک سطر $B_1, \ldots, B_n$ تعریف شده تا حالت تعدیل‌شده را به شکل زیر بیان کند:

$$y_t = X_t B + A^{-1}\sum_t \varepsilon_t \tag{۵-۰}$$

که در اینجا $X_t = I_n \otimes [1, y'_{t-1}, \ldots, y'_{t-p}]$ و $\otimes$ حاصل‌ضرب کرونـاکر بـوده و همـهٔ پارامترهـا طـی زمان متغیر نیستند.

مطابق مطالعات «پریمیسری» (۲۰۰۵)، «ناکاجیما» و همکارن (۲۰۱۱) و «کوپ» و «گنزالز»[1] (۲۰۰۹) فرض می‌شود همهٔ پارامترهای (B, A$\sum$) طی زمان متغیر هستند، سپس روابـط (۴-۴) و (۴-۵) دوبـاره به‌صـورت زیـر تصریح می‌گردد:

$$y_t = B_{1t} y_{t-1} + \cdots + B_{pt} y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Phi_t) \tag{۶-۰}$$

$$y_t = X_t B + e_t, t = p+1, \ldots, n \tag{۷-۰}$$

که در آن y_t بردار k×1 متغیرهای مشاهده‌شده و $B_{1t}, \ldots, B_{pt}$ بردار k×k ضرایب متغیر طی زمان اسـت. Φ_t ماتریس کوواریانس با ابعاد k×k و متغیر طی زمان است؛ هم‌چنین Φ_t برابر با $\Phi_t = A_t^{-1}\sum_t \sum'_t A_t^{-1}$ است که A_t ماتریسی پایین مثلثی شامل عناصر قطری یک و $\sum_t$ نیز یک ماتریس قطری است که شامل انحـراف معیـار شوک‌های ساختاری است. X_t نیز به‌صورت قبل تعریف می‌شود.

همهٔ پارامترها طی زمان متغیر نیستند. B_t بردار سطری بـه شـکل $B_{1t}, \ldots, B_{pt}$، a_t نیـز بـرداری سـطری شـامل عناصـر مـاتریس A_t اسـت. عناصـر بـردار $x_t = (x_{1t}, \ldots, x_{nt})$ بـه صـورت $x_{ji} = log\sigma_{ji}, (j = 1, \ldots, n)$ تعریف می‌گردد. فرض‌بر این است که پارامترهایی که طی زمان متغیرند از فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند (ناکاجیما و همکاران، ۲۰۱۱؛ پریمیسری، ۲۰۰۵):

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + v_t \\ a_t &= a_{t-1} + \xi_t \\ x_t &= x_{t-1} + \eta_t \\ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \xi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} &\sim N\left(0, \begin{pmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_B & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_x \end{pmatrix}\right) \end{aligned} \tag{۸-۰}$$

در اینجا t = p+1,…,n است؛ همین‌طور $e_t = A_t^{-1}\sum_t \varepsilon_t$ است و زمانی‌که $\sum_B$، $\sum_a$ و $\sum_x$ ماتریس‌هـای معین مثبت باشند، I_n ماتریسی واحد با n عنصر است. ماتریس $\sum_a$ و $\sum_x$ فرض می‌شود که قطـری هسـتند. در این ماتریس‌ها، شوک‌ها میان پارامترهای متغیر طی زمان ناهم‌بسته هستند. واضح است که بیان روابط (۴- ۷) و (۴- ۸) به فرم فضا–حالت است. الگوهای فضا–حالت دو معادله را شامل می‌شوند: معادلهٔ حالت، یعنی رابطـه (۴-

[1]. Koop & Leon-Gonzalez

۸) که بعضی مواقع به آن معادلهٔ انتقال نیز گفته می‌شود و دیگری معادلهٔ اندازه‌گیری. این معادله ارتباط میان متغیرهای قابل مشاهده (داده‌ها) و متغیرهای غیرقابل مشاهده و حالت پویای مربوط به متغیرهای حالت را توصیف می‌کند. براساس مطالعهٔ ناکاجیما و همکاران (۲۰۱۱)، فرض می‌شود که حالت مربوط به پارامترهای متغیر زمانی برابر با $B_{p+1}\sim N(v_{\beta 0},\sum_{\beta 0})$، $a_{p+1}\sim N(v_{a0},\sum_{a0})$ و $x_{p+1}\sim N(v_{x0},\sum_{x0})$ است.

با توجه به این‌که جهت بررسی موضوع موردنظر در این پژوهش، نیاز به شناسایی شوک سیاست پولی داریم؛ در ادامه، برای تعیین متغیرها و مشخص کردن چگونگی اعمال شوک سیاست پولی، با به‌کارگیری رویکرد مطرح شده در مطالعهٔ «کریستیانو» و همکاران[1] (۲۰۰۵)، فرض‌بر این است که رشد پول تا اندازه‌ای است که رابطهٔ (۴-۹) برقرار باشد:

$$R_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t \qquad (۴-۹)$$

که در آن R_t نرخ بهره، Ω_t مجموعه اطلاعاتی و ε_t شوک سیاست پولی درنظر گرفته می‌شود. فرض مبنا به این‌صورت است که Ω_t و ε_t عمود[2]هستند. اجزای Ω_t و هم‌چنین متغیرهایی مشمول در مجموعه اطلاعات در ادامه معرفی شده‌اند.

فرض می‌شود که y_t نشانگر مجموعه‌ای از متغیرها است که به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = [y_{1t}, R_t, y_{2t}]' \qquad (۴-۱۰)$$

که در رابطهٔ قبل y_{1t} متغیرهایی را که مقادیر زمان t آن‌ها در مجموعهٔ Ω_t وارد شده، شامل می‌شود و فرض می‌شود که در همان دوره این متغیرها به شوک سیاست پولی عکس‌العمل نشان نمی‌دهند (به‌بیان دیگر واکنش معاصری از سوی این متغیرها وجود نخواهد داشت). این بردار می‌تواند شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی(GDP)، تعدیل‌کنندهٔ تولید ناخالص داخلی (GDP Deflator)، مصرف واقعی، دستمزدهای واقعی، سرمایه‌گذاری واقعی و بهره‌وری نیروی کار باشد و علاوه‌بر این بردار y_{2t} سایر متغیرهای مجموعه Ω_t را شامل می‌شود؛ متغیرهای بردار مذکور می‌تواند سود واقعی و همین‌طور نرخ رشد نقدینگی را شامل شود. نکتهٔ مهم درخصوص مجموعهٔ اطلاعات Ω_t این است که مجموعهٔ اطلاعاتی مذکور در زمان t مقادیر زمان حال و مقادیر با وقفهٔ متغیرهای y_{1t} و مقادیر زمان گذشته متغیرهای y_{2t} را شامل می‌شود (ترتیب درنظر گرفتن متغیرها اهمیتی ندارد).

پس از آن یک مدل VAR که همهٔ متغیرهای مذکور را شامل شود، برآورد می‌گردد و اجزای خطای این برآورد، نشانگر ε_t بوده و واریانس آن‌ها با روش حداقل مربعات استاندارد به‌دست آمده و در آخر از برآوردها استفاده شده و برای شرایط اولیه مقدار صفر درنظر گرفته می‌شود و مسیر پویای y_t در پاسخ به شوک وارد شده که به اندازهٔ یک انحراف استاندارد ε_t، است، به‌دست می‌آید[3] (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵).

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش عبارتند از: y_t، p_t، p_t^c، i_t، q_t، p_o، p_e و d_t که به‌ترتیب نماد لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP)، لگاریتم شاخص تعدیل‌کنندهٔ GDP، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده،

---

1. Christiano et. al.
2. orthogonal

۳. برای مطالعه بیشتر به: کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵ مراجعه شود.

نرخ بهره، لگاریتم شاخص قیمت واقعی بازار سهام، قیمت نفت، قیمت دلار و لگاریتم سود نقدی تقسیمی واقعی سهام هستند. داده‌های فصلی مربوط به این متغیرها از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، گزارش‌های آماری ماهانهٔ بورس اوراق بهادار و پایگاه داده اوپک طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۲:۱ تا ۱۳۹۸:۳ استخراج شده است. بردار x_t را به‌صورت $x_t = [\Delta y_t, \Delta d_t, \Delta p_t, \Delta p_o, \Delta p_e, \Delta p_t^c, i_t, \Delta q_t]'$ تعریف کرده که از رابطهٔ (۲-۶) تبعیت می‌کند. نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر برای متغیرهای پژوهش در جدولی که در ادامه ارائه شده، نشان داده شده است.

جدول ۳: آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر متغیرهای پژوهش
Tab. 3: Dickey Fuller unit root test of research variables

نام متغیر	آزمون دیکی فولر (سطح)		آزمون دیکی فولر (تفاضل مرتبه اول)		سطح معناداری		
	آمارهٔ آزمون	Probe	آمارهٔ آزمون	Probe	٪ ۱	٪ ۵	٪ ۱۰
$D(y_t)$	-۲/۰۱۱۹	۰/۵۸۳۳	-۷/۱۱۸۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(p_t)$	-۲/۳۰۶۶	۰/۴۲۳۶	-۴/۳۳۰۳	۰/۰۰۱۰	-۳/۵۵۲۶	-۲/۹۱۴۵	-۲/۵۹۵۰
$D(q_t)$	-۱/۳۲۶۵	۰/۸۷۲۰	-۷/۰۶۹۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(p_t^c)$	-۲/۲۶۹۴	۰/۴۴۳۶	-۲/۹۵۹۶	۰/۰۴۴۵	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(d_t)$	-۱/۳۰۲۰	۰/۸۷۸۱	-۱۵/۹۸۸	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(i_t)$	-۱/۴۳۶۲	۰/۸۴۱۱	-۸/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳۳۲	-۲/۹۰۶۲	-۲/۵۹۰۶
$D(p_o)$	-۲/۳۳۵۶	۰/۴۰۹۲	-۶/۲۷۷۵	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳۶۵	-۲/۹۰۷۶	-۲/۵۹۱۳
$D(p_e)$	-۴/۵۸۵۹	۰/۹۷۶۵	-۶/۱۷۲۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳۴۸	-۲/۹۰۶۹	-۲/۵۹۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

باتوجه به این‌که قدرمطلق آمارهٔ آزمون در سطح برای هیچ‌کدام از متغیرها بیشتر از قدرمطلق مقادیر برای سطوح مختلف معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ نیست و هم‌چنین احتمال نظیر آن‌ها از ۰/۰۵ بالاتر است؛ فرضیهٔ صفر، یعنی وجود ریشهٔ واحد را نمی‌توان رد کرد و در نتیجه همهٔ متغیرها ریشهٔ واحد داشته و نامانا هستند. اما نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای حالت تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها نشانگر این است که چون آمارهٔ آزمون برای کلیهٔ متغیرها بیشتر از قدرمطلق مقادیر مطرح برای سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است و هم‌چنین احتمال آن‌ها از ۰/۰۵ کمتر است؛ فرضیهٔ صفر درخصوص وجود ریشهٔ واحد پذیرفته نشده و در نتیجه متغیرهای مذکور مانا هستند.

درمورد روش شناسایی جز بنیادی قیمت سهام و جز حبابی آن و هم‌چنین نحوهٔ عکس‌العمل آن‌ها به شوک ناشی از سیاست پولی به‌دنبال مطالعهٔ «گالی» و «گامبتی» (۲۰۱۵)، الگوی تعادل جزئی قیمت‌گذاری دارایی مورداستفاده قرار گرفته است. فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران اقتصادی ریسک خنثی و نرخ بهرهٔ بدون ریسک حقیقی R_t، برون‌زا است. به‌علاوه قیمت دارایی (سهام) در دورهٔ t با Q_t و جریان سود نقدی تقسیمی آن با $\{D_t\}$ در معادله نشان داده شود. فرض می‌شود که Q_t دو جز بنیادی، Q_t^F و جز حبابی Q_t^B را شامل شده و داریم:

$$Q_t = Q_t^F + Q_t^B \qquad (۰-۱۱)$$

جز بنیادی قیمت سهام به شکل ارزش حال حاصل از سود تقسیمی بیان شده و داریم:

$$Q_t^F \equiv E_t\{\sum_{k=1}^{\infty}(\prod_{j=0}^{k-1}({}^{1}/_{R_{t+j}}))D_{t+k}\} \qquad (۰-۱۲)$$

حالت لگاریتم خطی معادلهٔ بالا به شکل زیر است (حروف کوچک لگاریتم متغیرهای اصلی را نشان می‌دهد)[۱]:

$$q_t^F = const + \sum_{k=0}^{\infty}\Lambda^k[(1-\Lambda)E_t\{d_{t+k+1}\} - E_t\{r_{t+k}\}] \qquad (۰-۱۳)$$

در رابطهٔ قبل ${}^{\Gamma}/_{R} < 1$ $\Lambda \equiv$ بوده و Γ نماد نرخ رشد مربوط به سود تقسیمی و R نماد نرخ بهره مربوط به مسیر رشد متوازن هستند.

از واکنش پویای اجزای قیمت به شوک برون‌زا که با ε_t^m نشان داده شده است، برای نشان‌دادن نحوهٔ تحت‌تأثیر قراردادن قیمت حبابی توسط تغییرات نرخ بهره، استفاده می‌گردد؛ از این‌رو داریم:

$$\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} = (1-\gamma_{t-1})\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} + \gamma_{t-1}\frac{\partial q_{t+k}^B}{\partial \varepsilon_t^m} \qquad (۰-۱۴)$$

که $\gamma_t = \frac{Q_t^B}{Q_t}$ بوده و بیان‌کنندهٔ سهم جز حبابی در قیمت در زمان t است. با عنایت به رابطهٔ (۴-۱۰) برای واکنش جز بنیادی قیمت به شوک سیاستی داریم:

$$\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} = \sum_{j=0}^{\infty}\Lambda^j((1-\Lambda)\frac{\partial d_{t+k+j+1}}{\partial \varepsilon_t^m} - \frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^m}) \qquad (۰-۱۵)$$

ادبیات اقتصادی و همچنین دیدگاه متعارف همواره مطرح می‌شود که اجرای سیاست پولی انقباضی با بالارفتن نرخ بهره حقیقی و کاهش سود تقسیمی همراه خواهد بود، یعنی برای k=0,1,… ، $\frac{\partial r_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} > 0$ و $\frac{\partial d_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} \leq 0$ و در نتیجه انتظار داریم که جز بنیادی قیمت به‌دنبال این شوک، کاهش یابد؛ به‌عبارتی برای k=0,1,.. داریم $\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} < 0$.

اعتقاد دیدگاه متعارف این است که تأثیر شوک سیاست پولی بر قیمت دارایی باید حتماً منفی باشد (بدون لحاظ کردن اندازهٔ جز حبابی)؛ به‌عبارتی برای k=0,1,.. داریم $\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} < 0$.

در نظریهٔ حباب قیمتی عقلایی در دارایی که توسط گالی (۲۰۱۴) مطرح شده است، عکس‌العمل جز حبابی قیمت به شوک سیاست پولی معین نیست و در نقطهٔ تعادلی که انتظارات عقلایی باشد، رابطهٔ زیر را داریم:

$$Q_t R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}\} \qquad (۰-۱۶)$$

به‌همین ترتیب برای جز بنیادی قیمت در رابطهٔ (۴-۱۰) داریم:

$$Q_t^F R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}^F\} \qquad (۰-۱۷)$$

---

[۱]. برای مطالعهٔ بیشتر در مورد نحوهٔ استخراج به: Cochrane, 2001: 395 مراجعه شود.

با عنایت به روابط (۴-۹)، (۴-۱۴) و (۴-۱۵)، برای جز حبابی قیمت رابطهٔ زیر باید برقرار باشد:

$$Q_t^B R_t = E_t\{Q_{t+1}^B\} \qquad (۴-۱۸)$$

و در فرم لگاریتم خطی خواهیم داشت:

$$E_t\{\Delta q_{t+1}^B\} = r_t \qquad (۴-۱۹)$$

با عنایت به روابط قبل مشخص است که با فرض این‌که سرمایه‌گذاران ریسک خنثی باشند، رشد انتظاری جز حبابی با هر افزایشی در نرخ بهره، افزایش می‌یابد. مضاف بر این هر عاملی که باعث عکس‌العمل مثبت نرخ بهره به اندازهٔ جز حبابی گردد، این موضوع را تقویت نموده و درنتیجه این دیدگاه جدید، نتایج دیدگاه متعارف را با چالش روبه‌رو می‌کند.

ازآنجاکه مدل VAR خطی یک الگوی رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR) است، با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، می‌توان آن را به‌صورت واقعی، معادله به معادله تخمین زد. استنباط در TVP-VAR، با توجه به غیرخطی مدل و این‌که علت آن تغییرات زمانی در ضرایب و ماتریس کوواریانس اجزای خطاست، تاحدی پیچیده‌تر است. رویکردی استاندارد برای استنباط در الگوهای TVP-VAR، استنباط بیزی با استفاده از نمونه‌گیری گیبس بوده که مزیت این روش نسبت به دیگر روش‌های این است که امکان استفاده از الگوریتم‌های محاسباتی قدرتمندی که با مسأله تغییر زمانی سازگار هستند را به پژوهشگران می‌دهد. مضاف‌بر این، در چارچوب بیزی، استفاده از اطلاعات گذشته به پژوهشگران کمک کرده تا رفتار الگو را نظم دهند، و این موضوع بسیار با اهمیت است.

استنباط‌های معمول و استنتاج بیزی، در اصل رویکردهایی مختلف برای تشریح و ارزیابی کردن داده‌ها و الگوهای تجربی است. شروع استنتاج بیزی با فروضی درمورد توزیع پیشین پارامترهای الگو است. به روز رسانی این توزیع پیشین به‌وسیلهٔ اطلاعات موجود در داده‌ها، که از یک تابع راستنمایی به‌دست می‌آید، انجام می‌شود. توزیع پسین ناشی از فرآیند به‌روزرسانی، در برآورد موردتوجه است. درنهایت برآوردگرها با یک رویکرد بیزی، به‌وسیلهٔ آماره‌هایی از توزیع هم‌چون مد یا میانگین تعریف می‌گردند.

در نظریهٔ آمار بیز و هم‌چنین استنباط بیزی، نمونه‌گیری گیبس، یک مورد از تکنیک‌های نمونه‌گیری برای استنباط درمورد پارامتر مجهول در جامعه است. اگر به‌راحتی امکان نمونه‌گیری از یک توزیع وجود نداشته باشد، با نمونه‌گیری گیبس و با دنباله‌ای از نمونه‌ها برمبنای توزیع پیشین مربوط به پارامتر جامعه، می‌توان از توزیع پسین، نمونه‌گیری را انجام داد. برای انجام این‌کار، از توزیع حاشیه‌ای[1] و توزیع شرطی[2] به‌جای توزیع توام[3] به‌منظور تولید داده استفاده می‌شود؛ زیرا نمونه‌گیری از آن‌ها و درنتیجه برآورد پارامتر مجهول جامعه ساده‌تر است.

نمونه‌گیری گیبس یک حالت خاص از الگوریتم متروپولیس- هستینگز[4] است. از مهم‌ترین کاربردهای روش نمونه‌گیری گیبس، تهیهٔ داده و همین‌طور نمونه از یک توزیع پیچیدهٔ چند متغیره و دارای شکلی نامشخص،

---

1. Marginal Distribution
2. Conditional Distribution
3. Joint Distribution
4. Metropolis-Hastings Algorithm

برمبنای توزیع شرطی و هم‌چنین توزیع حاشیه‌ای است. فرض می‌شود که توزیع‌های حاشیه‌ای و توزیع شرطی مشخص هستند و نمونه‌گیری از آن‌ها ساده‌تر از نمونه‌گیری از توزیع توأم است؛ به‌عبارتی روش‌های مذکور مبتنی‌بر این ایده هستند که هنگامی‌که نمونهٔ بزرگی از تراکم شناخته‌شده وجود دارد، با قوانین اعداد بزرگ، گشتاورهای نمونه، تخمین خوبی از گشتاورهای جامعه ارائه می‌دهد. با در دسترس بودن نمونهٔ تولیدشده، امکان استفاده از گشتاور نمونه‌ای جهت توصیف توزیع پسین وجود دارد.

در نمونه‌گیری گیبس ایدهٔ اصلی تقسیم پارامترهای Θ یک الگوی مشخص، به b بلوک به‌صورت $\Theta^1, \Theta^2, \dots, \Theta^b$ است. هدف نمونه‌گیری گیبس این است که نمونه‌ای از $p(\Theta|y^T)$ با استفاده از نمونه‌گیری تکراری از $p(\Theta^j|y^T, \Theta^{-j}), \forall j = 1, \dots, b$ تولید کند که Θ^{-j} نشان‌گر کل بردار متغیرها به غیر از بلوک j ام است. یکی از مفروضات این روش این است که ساختاربندی توزیع‌های شرطی براساس شرایط یکسان توسط توزیع توأم است. این‌کار مسأله تحلیلی بزرگ را به مشکلات تحلیلی کوچک‌تر تقسیم می‌کند؛ به‌عبارتی توزیع‌های شرطی $p(\Theta^j|y^T, \Theta^{-j})$ را به‌جای توزیع کلی توصیف می‌کند. درخصوص الگوهای TVP-VAR، طرح‌های بلوک‌بندی توسط «کوگی» و «سارجنت»[1] (۲۰۰۲)، «پریمیسری» (۲۰۰۵) و «دل‌نگرو» و «پریمیسری»[2] (۲۰۱۵) مطرح شده‌اند.

چالشی که الگوی TVP-VAR با آن روبه‌رو است مشخص نبودن پارامترهای موردنظر است، پارامترها فرایندهایی سری زمانی بوده که از قبل غیرقابل‌مشاهده هستند. در شرایطی که بتوان الگو را به‌صورت فضا–حالت بیان کرد، رویکرد اساسی در مواجهه با مؤلفه‌هایی که قابل مشاهده نیستند، به‌کارگیری «فیلتر کالمن»[3] است (لوبیک و متس، ۲۰۱۵).

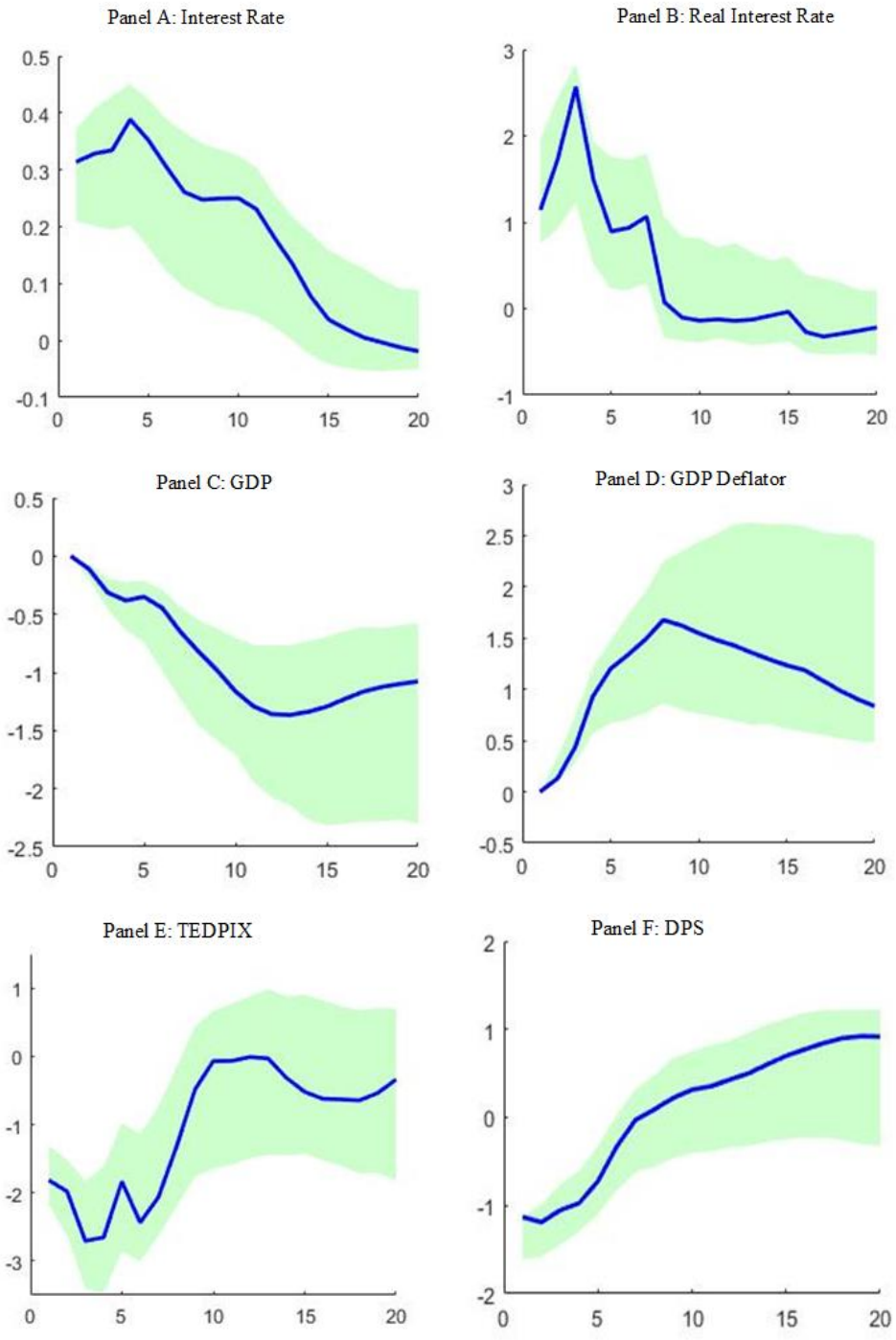
فیلتر کالمن به مدل‌ساز این امکان ساختاربندی توالی توزیع نرمال برای $x_t|y^t$، یعنی توزیع حالت غیرقابل‌مشاهدهٔ x در زمان t، مشروط بر مشاهدات y^t (کل نمونه تا نقطهٔ t) را می‌دهد. واضح است که بلوک‌های گوناگون نمونه‌گیر گیبس برای الگوی TVP-VAR به‌صورت سیستم‌های فضا–حالت نرمال خطی مطرح می‌شوند. یکی از چالش‌های پیش‌رو این است که بلوک‌های پارامترهای TVP-VAR با ساختار فضا–حالت نرمال تناسب داشته باشد. در نتیجه حالت غیرخطی الگوی TVP-VAR امکان تقسیم به قسمت‌هایی که به‌صورت مشروط خطی هستند را دارد و می‌توان از آن‌ها به آسانی نمونه‌گیری کرد. تا وقتی‌که هر یک از بلوک‌ها ساختاری قابل‌کنترل و مشروط به دیگر پارامترها باشد، نمونه‌گیر گیبس بر مشکلات غیرخطی شدید، فائق می‌آید (لوبیک و متس، ۲۰۱۵). جهت مطالعهٔ بیشتر درمورد چگونگی عملکرد فیلتر کالمن و هم‌چنین نمونه‌گیری گیبس و همین‌طور برآورد و استنباط مدل بیزینی به: لوبیک و متس، ۲۰۱۵؛ رابرت و کاسلا[4]، ۲۰۰۴؛ کوپ و کروبلیس[5]، ۲۰۱۰، مراجعه گردد.

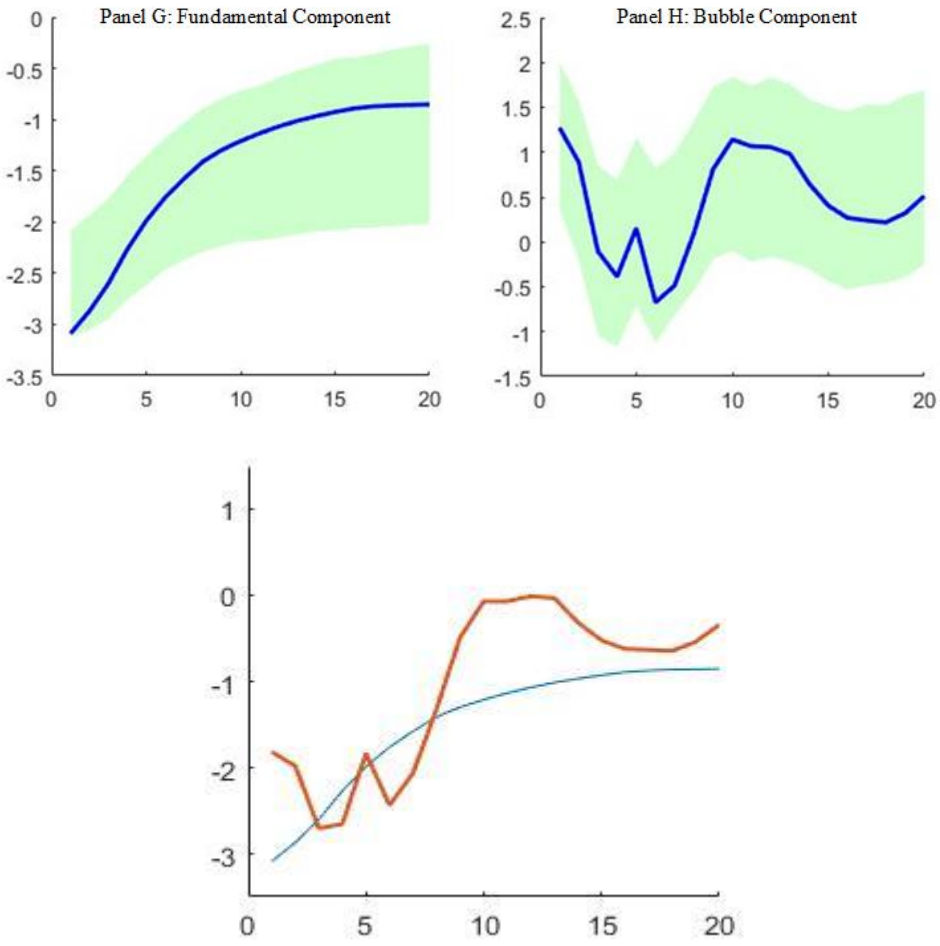
---

1. Cogley and Sargent
2. Del Negro and Primiceri
3. Kalman
4. Robert & Casella
5. Koop & Korobilis

۵. نتایج

در این بخش الگوی خودرگرسیون برداری با ضرایب ثابت درنظر گرفته‌شده و به‌دنبال اعمال شوک سیاست پولی انقباضی، شوکی به اندازهٔ یک انحراف معیار به نرخ بهره وارد شده و واکنش متغیرهای پژوهش به شوک انقباضی سیاست پولی براساس توابع کنش و واکنش نشان داده شده است که در ادامه نمودارهای مربوطه نشان داده شده و در آخر، به‌صورت خلاصه به بررسی هر یک از آن‌ها پرداخته می‌شود.





نمودار ۱-۰: واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی (الگوی VAR با ضرایب ثابت).

Graph. 1: The response of variables to monetary policy shock (VAR model with constant coefficients)

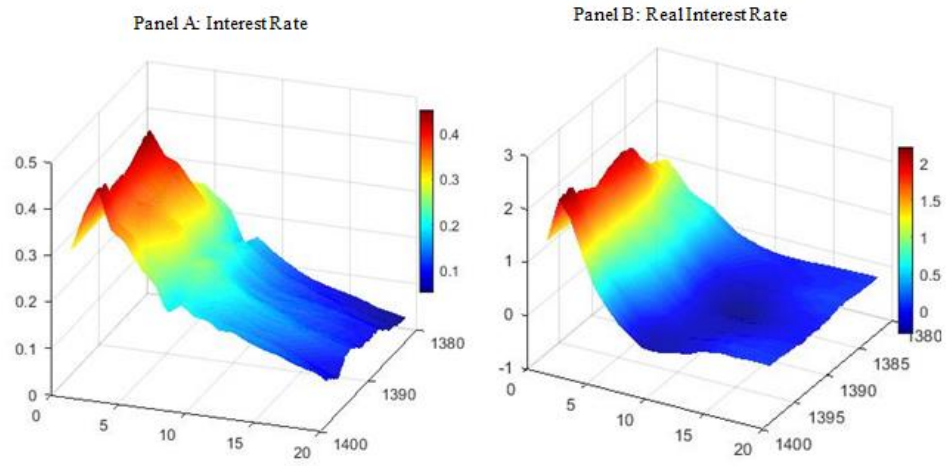
با توجه به نمودارهای ارائه شده در Panel A و Panel B، با اعمال شوک انقباضی سیاست پولی، افزایش نرخ بهرهٔ اسمی و واقعی در ابتدا اتفاق افتاده و سپس کاهش‌یافته تا به صفر نزدیک شده است. علاوه‌بر این در Panel C و Panel D می‌توان دید که در پاسخ به شوک سیاستی، تولید ناخالص داخلی کاهش‌می‌یابد که این واکنش با ادبیات موجود مطابقت دارد و توجیه‌پذیر است؛ چراکه افزایش در نرخ بهرهٔ حقیقی، بیشتر شدن هزینه سرمایه را به‌دنبال داشته و از این کانال موجب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تقاضای کل و ستانده (محصول) نیز می‌گردد؛ از طرف دیگر، نرخ بهرهٔ اسمی، تصمیمات مصرف و تجارت را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و از آنجا که نرخ بهره یکی از ابزارهای کنترل مورداستفاده برای بانک مرکزی در شرایط وجود تورم است، با کاهش نرخ بهره، تعدیل‌کنندهٔ تولید ناخالص داخلی افزایش‌یافته و پس از چند دوره کاهش پیدا می‌کند. در ادامه Panel E و Panel F نحوهٔ پاسخ شاخص قیمت سهام و سود سهام تقسیمی را به شوک سیاست پولی به نمایش گذاشته شده است. پاسخ شاخص قیمت سهام به شوک سیاسی به این‌صورت است که در ابتدا کاهش‌یافته و بعد از چند دوره دوباره افزایش می‌یابد و سود سهام تقسیمی در پاسخ به این سیاست افزایش

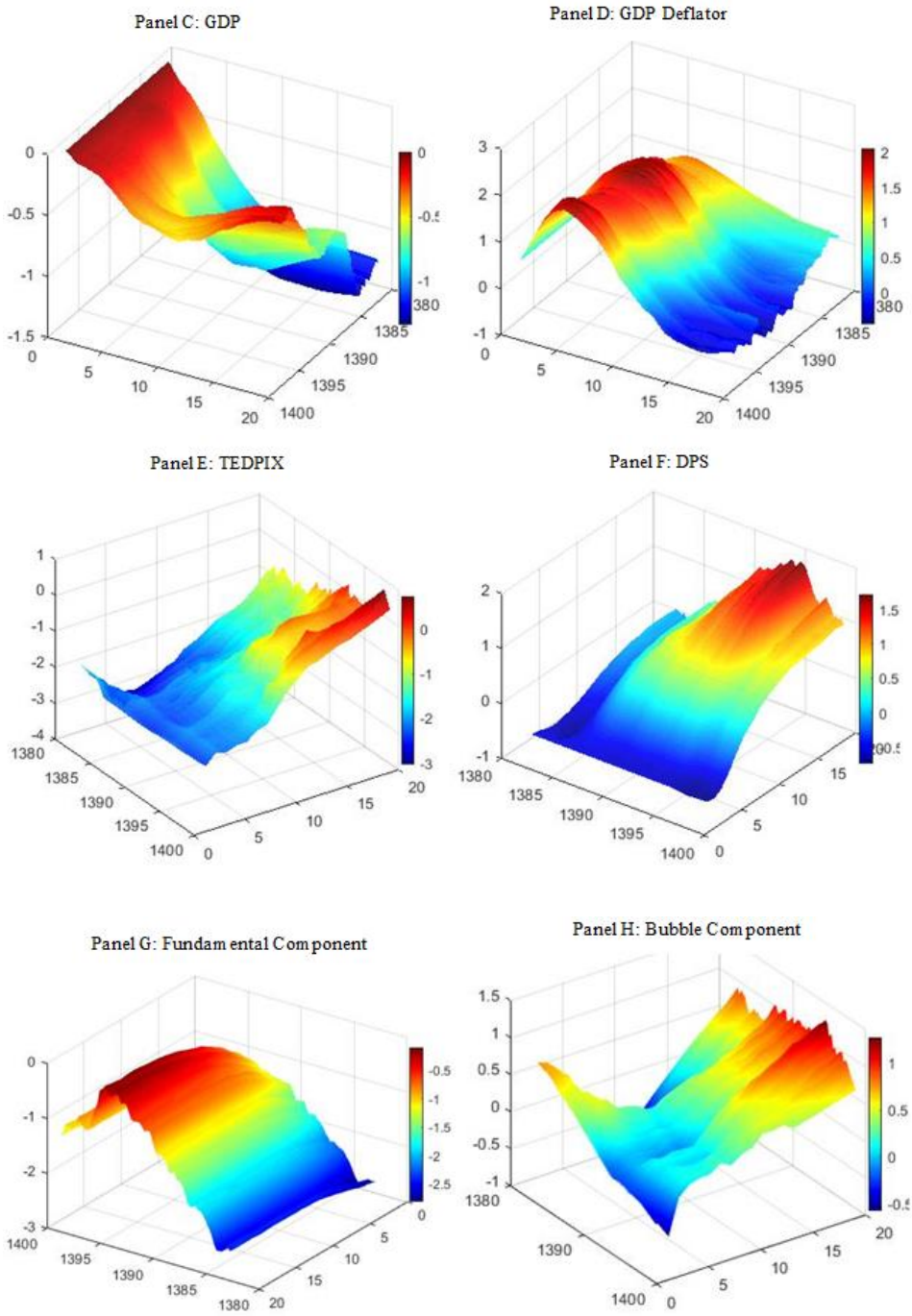
می‌یابد. دلیل این امر، این است که هنگامی‌که نرخ بهره افزایش پیدا می‌کند، هزینهٔ وام‌گرفتن و تأمین مالی شرکت‌ها و مؤسسات افزایش پیدا می‌کند و ازطرفی این افزایش بر درآمد قابل‌تصرف مصرف‌کنندگان و مصرف آن‌ها تأثیر منفی دارد و ازاین‌رو شاهدیم که شاخص قیمت سهام عکس‌العمل منفی به افزایش نرخ بهره دارد. در Panel G عکس‌العمل جز بنیادی شاخص قیمت سهام به شوک انقباضی سیاست پولی به تصویر کشیده شده است؛ این جز به‌صورت رابطهٔ ۴-۱۰ تعریف می‌شود و از این‌رو با توجه به نوع واکنش نرخ بهره و سود سهام تقسیمی، کاملاً واضح است که جز بنیادی قیمت سهام در واکنش به شوک سیاستی افزایش می‌یابد. در Panel H و Panel I تأثیر شوک سیاست پولی بر جز حبابی قیمت سهام نشان داده شده است. با استفاده از رابطهٔ ۴-۱۲ داریم؛

$$\frac{\partial(q_{t+k}-q^F_{t+k})}{\partial \varepsilon^m_t}=\gamma_{t-1}\left(\frac{\partial q^B_{t+k}}{\partial \varepsilon^m_t}-\frac{\partial q^F_{t+k}}{\partial \varepsilon^m_t}\right) \qquad (۴-۱۰)$$

با توجه به نمودارها مقدار $q_{t+k}-q^F_{t+k}$ مثبت است و جز حبابی قیمت در ابتدا کاهش پیدا کرده، اما پس از چند دوره دوباره افزایش می‌یابد؛ به‌عبارتی این مسأله نشان‌دهندهٔ وجود جز حبابی و تفاوت میان عکس‌العمل جز حبابی و جزء بنیادی به شوک ناشی از سیاست پولی است.

در ادامه، نتایج حاصل از مدل TVP-VAR در نمودار ۵-۲ ارائه شده است.





نمودار ۲-۰: واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی (الگوی VAR با ضرایب متغیرطی زمان).

Graph. 2: The response of variables to monetary policy shock (TVP-VAR model)

در نمودار ۵-۲، پاسخ متغیرهای پژوهش به شوک سیاستی به‌وسیلهٔ مدل TVP-VAR نشان داده شده است که شاهد آن هستیم که نرخ بهرهٔ اسمی و واقعی، تغییرات قابل‌توجهی طی زمان نشان نمی‌دهند و هـر دو از اول روندی افزایشی داشته، ولی بعد از چند دوره کاهش‌یافته و به صفر نزدیک می‌شود. در ارتبـاط بـا GDP، مجـدداً به‌همان دلایلی که در تفسیر توابع در شکل (۵-۱) گفته شد، که در آن افزایش یافتن نرخ بهره حقیقی، که هم از

کانال افزایش هزینهٔ سرمایه موجب کاهش سرمایه‌گذاری و تقاضای کل و ستانده می‌شود و هم ازطریق تأثیر بر تصمیمات مربوط به مصرف و تجارت، کاهش ستانده را به‌دنبال دارد، این مسأله قابل مشاهده است که وقتی شوک سیاستی اعمال می‌گردد، نحوهٔ واکنش این متغیر به شوک سیاستی طی سال‌های مورد بررسی تقریباً روند مشابهی نداشته است و همان‌طورکه قابل‌مشاهده است، روند کاهشی در سال‌های انتهایی نسبت به سال‌های ابتدایی کمتر بوده و در سال‌های انتهایی، پس از چند دوره کاهش، روند افزایشی آغاز شده و درنهایت به صفر نزدیک‌تر شده است. پاسخ GDP Deflator به شوک اعمال شده، تاحدودی طی زمان تغییر کرده است. پاسخ اولیه به شوک سیاستی به‌صورت روندی کاهشی است، اما بعد از آن افزایشی بوده است؛ البته شاهدیم که در بعضی از سال‌ها پس از چند دوره افزایش دوباره کاهش یافته است. نحوهٔ واکنش تعدیل‌کنندهٔ GDP به شوک سیاستی با توجه به رفتار نرخ بهره طی سال‌های مختلف تاحدی قابل‌توجیه است. همان‌طورکه قبلاً گفته شد، نرخ بهره بر انتظارات تورمی تأثیر می‌گذارد و می‌توان گفت که در سال‌هایی که تغییرات شدیدتری در نرخ بهره اتفاق افتاده، واکنش GDP Deflator هم شدیدتر بوده و برعکس. در Panel F، واکنش پویای سود تقسیمی به شوک سیاست پولی نشان داده شده است. همان‌طورکه از نمودار مشخص است، این واکنش طی سال‌های مورد بررسی تغییر خاصی نداشته است و روند آن در همهٔ سال‌ها مشابه بوده است؛ به‌عبارتی وقتی شوک سیاستی اعمال شده است، سود تقسیمی از همان ابتدا روندی صعودی را نشان داده است.

در Panel E نمودار، نحوهٔ واکنش قیمت سهام به شوک سیاستی به‌نمایش گذاشته شده است؛ می‌توان مشاهده کرد که واکنش قیمت سهام طی سال‌های مورد بررسی کم و بیش مشابه بوده است؛ به‌عبارتی قیمت سهام در واکنش به شوک سیاستی ابتدا یک روند نزولی از خود نشان داده و کاهش پیدا کرده است، ولی پس‌از آن یک روند صعودی را شروع کرده و درنهایت به نزدیکی صفر رسیده است؛ اما هرچه به سال‌های انتهایی نمونه نزدیک می‌شویم، مشخص است که کاهش اولیه کمتر و ازطرفی روند صعودی با سرعت بیشتری اتفاق افتاده است و افزایش به‌گونه‌ای است که حتی به رقمی بیشتر از صفر رسیده است. در ارتباط با واکنش پویای جز بنیادی قیمت سهام به شوک انقباضی سیاست پولی، همان‌طورکه در Panel G نمودار، نشان داده شده است، می‌توان روند کم و بیش مشابهی را دید و بررسی نمودار بیان‌کنندهٔ این است که هنگامی‌که سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود، جز بنیادی قیمت سهام در ابتدا واکنش منفی داشته و در کل روند یکنواختی داشته است و واکنش متغیر در سال‌های انتهایی کمتر بوده است. در Panel H نمودار، شاهد چگونگی واکنش پویای جز حبابی قیمت سهام به شوک انقباضی سیاست پولی هستیم. بررسی نمودار بیانگر این است که در همهٔ سال‌ها به جز سال‌های آخر، جز حبابی قیمت سهام به‌دنبال اعمال شوک انقباضی سیاست پولی، در ابتدا یک روند نزولی داشته و پس‌از آن، روند صعودی شده است؛ هرچند که میزان کاهش اولیهٔ آن، طی سال‌ها متفاوت بوده است، اما در سال‌های ابتدایی مقدار کاهش بیشتر بوده است. در سال‌های انتهایی، مشاهده می‌کنیم که وقتی سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود، جز حبابی قیمت سهام از همان ابتدا روندی افزایشی داشته و درواقع بیان‌کنندهٔ این موضوع است که اولاً پاسخ جز حبابی قیمت به شوک سیاستی طی زمان تغییر کرده و لازم است که در برنامه‌ریزی‌ها و اجرای سیاست‌ها به آن توجه بیشتری بشود و ثانیاً نتایج دیدگاه متعارف با نتایج حاصل از این پژوهش مغایرت دارد.

٦. نتیجه‌گیری

وقوع حباب در بازارهای گوناگون به خصوص بازارهای مالی یکی از مباحث مهم در ادبیات اقتصادی است که نظر به اهمیت آن دیدگاه‌های متفاوتی در ارتباط با نحوه واکنش به این پدیده، مطرح شده است. یکی از آن‌ها، دیدگاه متعارف است که بیان می‌کند با اعمال سیاست پولی انقباضی، می‌توان از افزایش حباب و عواقب بد ناشی از فروپاشی آن جلوگیری کرد. اما مسئله‌ای که مطرح می‌شود این است که واکنش قیمت‌ها و حباب‌های قیمتی به سیاست پولی انقباضی ممکن است طی زمان ثابت نباشد و به عبارتی قیمت‌ها واکنش باثباتی طی زمان از خود بروز ندهند که در صورت صحت این موضوع، تضمینی برای جلوگیری از ایجاد حباب و یا جلوگیری از بزرگ شدن اندازه آن و فروپاشی احتمالی آن با اعمال سیاست پولی انقباضی وجود ندارد. بنابراین می‌توان گفت که بررسی نحوه واکنش متغیرها به تکانه سیاست پولی می‌تواند گام مؤثری در جهت افزایش کارایی و اثربخشی سیاست‌های پولی باشد.

ازاین‌رو، در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی متغیرهایی چون نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، سود تقسیمی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت نفت، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام و با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان، به بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی پرداخته شد. تحت فروض بیان‌شده در قسمت روش‌شناسی پژوهش و همین طور این فرض که متغیرهای کلان به صورت همزمان به تغییرات قیمت سهام واکنش نشان نمی‌دهند، در ابتدا الگوی VAR با ضرایب ثابت برآورد شده و توابع کنش و واکنش برای متغیرها استخراج شد و نتایج نشان‌دهنده این بود که قیمت سهام و جز حبابی آن در واکنش به شوک سیاست پولی در ابتدا روند کاهشی داشته و پس‌ازآن افزایش می‌یابند. در ادامه الگوی TVP-VAR برآورد شده و توابع کنش و واکنش برای متغیرها در نمودار ۵-۲ نشان داده شد و همانطور که گفته شد در آن نرخ بهره اسمی و واقعی، تولید ناخالص داخلی (GDP) و تعدیل‌کننده آن، سود سهام تقسیمی، قیمت سهام و جزء بنیادی شاخص قیمت سهام طی زمان تا حدودی رفتاری باثبات داشته‌اند و عکس‌العمل آن‌ها به شوک سیاست پولی چندان تغییر نکرده است اما در نحوه واکنش قیمت سهام مشاهده می‌شود که هر چه به سال‌های انتهایی نمونه نزدیک می‌شویم میزان واکنش منفی اولیه به شوک سیاست پولی کمتر شده است. علاوه بر این عکس‌العمل جزء حبابی شاخص قیمت سهام نیز طی زمان تغییر کرده و در اول دوره مورد بررسی ابتدا روندی نزولی داشته و سپس افزایش‌یافته است اما هرچه به انتهای دوره نزدیک می‌شویم این کاهش کمتر بوده و نشانگر این موضوع است که در سال‌های انتهایی نمونه، میزان عکس‌العمل جزء حبابی قیمت کمتر بوده است و این با دیدگاه متعارف در تضاد است.

همان‌طور که گفته شد، نتایج این پژوهش براساس فروض معین و وابسته به نحوه شناسایی جز حبابی است. با عنایت به این موارد پیشنهاد میگردد در پژوهش‌ها و مطالعات آتی با مد نظر قرار دادن شرایط بازار اوراق بهادار ایران، روش‌های دیگری جهت شناسایی جزء حبابی قیمت استفاده شود و سپس چگونگی تأثیر شوک سیاست پولی برسی گردد. مثلاً برای قیمت سهام امکان به کارگیری فیلتر هودریک پرسکات و شناسایی جزء حبابی و بنیادی شاخص قیمت و پس‌ازآن بررسی وابستگی حباب قیمت به تکانه سیاست پولی وجود دارد. به علاوه می‌توان شرایطی را که علیت دو طرفه وجود دارد را شبیه‌سازی کرد که تحت آن عکس‌العمل متغیرهای اقتصادی

به نوسان‌های شاخص قیمت سهام درنظر گرفته شده و در نتیجه تحلیل و ارزیابی جامعی درمورد رابطهٔ اندازهٔ جزء حبابی قیمت در تأثیرگذاری تصمیمات سیاستی ارائه کرد. تغییر متغیرهای پژوهش، پیشنهاد دیگری است که می‌توان آن را در پژوهش‌ها و مطالعات آتی مورد استفاده قرار داد؛ مثلاً از متغیر نرخ بازده اسناد خزانهٔ اسلامی به‌عنوان جایگزینی برای نرخ بهره می‌توان استفاده کرد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران مقاله برای بهبود و غنای متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری می‌باشد؛ از این‌رو جمع آوری مطالب و داده‌ها، تجزیه و تحلیل الگوی پژوهش و درنهایت نگارش مقاله توسط نگارندهٔ دوم با راهنمایی و نظارت نگارندهٔ اول انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اسدی، احسان؛ زارع، هاشم؛ ابراهیمی، مهرزاد؛ و پیرایی، خسرو، (۱۳۹۸). «حباب‌های قیمتی در بازار سهام تهران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *فصلنامهٔ نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶ (۲: ۲۱): ۷۳– ۱۰۰. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8867_0.html

– جلیلی، ظریفه؛ عصاری آرانی، عباس؛ یاوری، کاظم؛ و حیدری، حسن، (۱۳۹۶). «ارزیابی سازوکار انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۴): ۱۷۳– ۱۹۵. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-131-fa.html

– حبیبی، رضا؛ صالحی‌راد، محمدرضا؛ و زارع‌پور، محمد، (۱۳۹۶). «مدل‌بندی بیزی حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران». *مدلسازی ریسک و مهندسی مالی*، ۲(۲): ۲۲۵– ۲۴۱. https://jferm.khatam.ac.ir/issue_5975_7133.html

– دوانی، غلامحسین، (۱۳۸۴). *بورس، سهام و نحوه قیمت‌گذاری سهام*. تهران: انتشارات نخستین.

– زینیوند، عبداله؛ شایان، محمدی؛ غفران، غبیشاوی؛ عبدالخالق، و عبدالهی، فرشته، (۱۳۹۷). «بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی ها بر حباب قیمت سهام در ایران(۹۳–۱۳۷۰)». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری(بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۵(۱): ۱–۲۶. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.20040.1514

– طاهریان‌فر، محمود؛ و مینویی، مهرزاد، (۱۳۹۵). «شناسایی حباب‌های مالی با استفاده از مدل گارچ تکینی زمان متناهی (موردکاوی بورس اوراق بهادار تهران)». *دومین کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع و مدیریت*، تهران. https://civilica.com/doc/504597

– قلی‌بگلو، محمدرضا، (۱۳۹۰). «بررسی اثربخشی سیاست پولی نسبت ذخیرهٔ قانونی و ارزیابی اثرات ترازنامه‌ای آن در شبکهٔ پولی کشور». *فصلنامهٔ روند پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵: ۵۹-۹۴. SID. https://sid.ir/paper/202190/fa

– مجتهد، احمد؛ و حسن‌زاده، علی، (۱۳۹۰). *پول و بانکداری و نهادهای مالی*. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.

- Asadi, E.; Zare, H.; Ebrahimi, M. & Piraiee, K., (2019). "Price Bubbles in Tehran Stock Market: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2): 73-100. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8867_0.html (In Persian)

- Beck, Th.; Colciago, A. & Pfajfar, D., (2014). "The Role of Financial Intermediaries in Monetary Policy Transmission". *Journal of Economic Dynamics & Control,* 43: 1-11. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.04.010

- Bjorland, H. c. & Leiteme, K., (2009). "Identifying the interdependence between US monetary policy and stock market". *Journal of monetary economics,* 56: 275- 282. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.12.001

- Borio, C. & Disyatat, P., (2009). "Unconventional Monetary Policies: an Appraisal". *Bank for International Settlements working paper,* No 292. https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/0003684042000177198

- Bredin, D. & O'Reilly, G., (2004). "Analysis of the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Ireland". *Applied Economics*, 36(1): 49-58. https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/0003684042000177198

- Brunnermeier, M. K. & Oehmke, M., (2013). "Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk". *Handbook of the Economics of Finance,* 2: 1221-1288. https://doi.org/10.1016/B978-0-44-459406-8.00018-4

- Caraiani, P. & Cantemir Calin, A., (2019). "The impact of monetary policy shocks on stock market bubbles: International evidence". Finance Research Letters.

- Challe, E. & Chryssi, G., (2014). "Stock Price and monetary policy shocks: A general equilibrium". *Journal of Economic Dynamic & Control*, 40: 46-66. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2013.12.005

- Chatziantioiou, I.; Duffy, D. & Filis, G., (2013). "Stock market response to money and fiscal policy shocks: Multi – country evidence". *Journal of economic modeling*, 30: 754-769. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.10.005

- Christiano, L. J. & Eichenbaum, M., (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, 113 (1): 1–45. https://doi.org/10.1086/426038

- Cochrane, J. H., (2001). *Asset Pricing*. Princeton: Princeton University Press.

- Crespo Cuaresma, J.; Doppelhofer, G.; Feldkircher, M. & Huber, F., (2018). "Spillovers from US monetary policy: Evidence from a time-varying parameter GVAR model". *Working Papers in Economics.* 2018-06, University of Salzburg, Department of Social Sciences and Economics, Salzburg.

- Davani, Gh., (2005). *Stock market, shares and how to price shares*. Tehran: Nakhostin Publications (In Persian)

- Del Negro, M. & Otrok, C., (2008). *Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring changes in international business cycles*. University of Missouri Manuscript.

- Eickmeier, S.; Lemke, W. & Marcellino, M., (2011). "The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-Varying FAVAR". *Deutsche Bundesbank, iscussion Paper Series 1: Economic Studies*, 05: 2011.

- Gali, J. & Gambetti, L., (2015). "The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 233 – 257. DOI: 10.1257/mac.20140003

- Gholibeglo, M. R., (2011). "The Survey of Effectiveness of Statutory Reserve Ratio as an Instrument of Monetary Policy and Evaluation of Its Balance Sheet Effects on Banking System of the Country". *TREND (Trend of economic research)*, 19(59): 59-94. https://sid.ir/paper/202190/en (In Persian)

- Guérin, P. & Leiva-Leon, D., (2017). "Monetary policy, stock market and sectoral comovement". *Working Papers* 1731, Banco de España.

- Habibi, R.; Salehi, M. R. & Zarepoor, M., (2017). "Bayesian Modeling Speculative Bubbles in theStock Market in Iran". *Quarterly Journal of Risk Modeling and Financial Engineering*, 2(2): 225–241. https://jferm.khatam.ac.ir/issue_5975_7133.html (In Persian)

- Halton, R. & Wolman, A., (2012). "A Citizen's Guide to Unconventional Monetary Policy". *The Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Brief,* 12-12.

- IMF. (2013). "Unconventional Monetary Policies". Recent experience and prospects, April.

- Jalili, Z.; Asari Arani, A.; Yavari, K. & Heydari, H., (2018). "Evaluating the Monetary Policy Transmission Mechanism through the Stock Market in Iran Using the Structural Vector Auto Regressive (SVAR) Model". *QJER*, 17 (4), 173-195. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-131-fa.html (In Persian)

- Koop, G.; Leon-Gonzalez, R. & Strachan, R., (2009). "On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33: 997-1017. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2008.11.003

- Korobilis, D., (2013). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Time Varying Parameter Dynamic Factor Models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 75: 157-179. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00687.x

- Kurov, A., (2012). "What Determines the Stock market's Reaction to monetary Policy Statements?". *Journal of Review of Financial Economics*, 21: 175- 187. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2012.06.010

- Lubik, T. A. & Matthes, Ch., (2015). "Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an application". *Economic Quarterly,* 101(4): 323-352. http://doi.org/10.21144/eq1010403

- Nakajima, J.; Munehisa, K. & Toshiaki, W., (2011). "Bayesian Analysis of Time Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy". *Journal of the Japanese and International Economies*, 25 (3): 225-245. https://doi.org/10.1016/j.jjie.2011.07.004

- Mojtahed, A. & Hassanzadeh, A., (2011). *Money and banking and financial institutions*. Tehran: Research Institute of Money and Banking. (In Persian)

- Paul, P., (2020). "Time-Varying Effect of Monetary Policy on Asset Prices". *The Review of Economics and Statistics*, 102(4), 690-704. https://doi.org/10.1162/rest_a_00840

- Primiceri, G. E., (2005). "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy". *Review of Economic Studies*, 72 (3): 821–52. https://www.jstor.org/stable/3700675

- Rigbon, R. & Sock, B., (2004). "The impact of monetary polcy on asset prices". *Journal of monetary economics*, 51: 1554- 1575. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.02.004

- Shayan Zeinvand, A., (2018). "The Effect of Monetary Policy and General Level of Prices on Bubble in Stock Prices Through the Asset Price Channel in Iran (1991-2014)". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 15(1): 1-26. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.20040.1514 (In Persian)

- Stock, J. & Watson, M., (2008). "Phillips Curve Inflation Forecasts". *NBER Working Paper*, No. 14322.

- Taherian Far, M. & Minoui, M., (2015). "Identification of financial bubbles using finite-time singular Garch model (case study of Tehran Stock Exchange)". *Second International Conference on Industrial Engineering and Management*, Tehran. https://civilica.com/doc/504597 (In Persian)

- Toparlı, E. A.; Çatık, A. N. & Balcılara, M., (2019). "The impact of oil prices on the stock returns in Turkey: A TVP-VAR approach". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 535(c).

Vol. 13, No. 49, Spring (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

Investigating and Proposing Effective Methods for Investment and Financing in Iran's Oil Production

Seyed Abdollah Razavi[1], Moslem Mehrzad[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28360.3635
Received: 2023.10.04; Accepted: 2024.01.22
Pp: 73-98

Abstract

In order to protect the oil and gas reservoirs and compensate for the decrease in their annual production level, maintenance and increase projects are defined and implemented. Providing the necessary financial resources for these projects will maintain the level of production and, accordingly, oil revenues, as well as providing the energy needed by the country. The conventional way of financing oil industry projects is through internal company resources and investment. In recent years, due to the inadequacy of the internal financial resources of the company and the restrictions caused by the imposition of oppressive sanctions against the country, various financing methods have been proposed and used for upstream oil projects. The purpose of this research is to choose the optimal method of investment and financing of maintenance and production increase projects among the available methods. For this purpose, after forming a panel of experts and identifying the methods that can be used to finance the studied projects, using the method of content analysis, the criteria for choosing the appropriate financing method were identified, and then weighting and ranking of the financing methods were carried out using the best and worst criteria and TOPSIS methods. From the total of eight criteria identified in this research, the risk-taking of the provider of financial resources, the adaptation of the repayment time to the outgoing cash flow and the flexibility of accepting guarantees in the order of the highest relative weights and criteria of the investment horizon, the adaptation of the payment time of financial resources to the construction period of the project, the access time to resources Finance, the amount of finance that can be provided, and the cost of financing had lower relative weights in order. Finally, among the sources identified for financing projects to maintain and increase the production of oil and gas fields, providing financial resources through the project fund, internal resources of the company and Sukuk bonds, respectively, as the best methods, and the national development fund and bank loans are the next priorities.

Keywords: Maintaining And Increasing Oil Production, Financing, Choosing the Financing Method.
JEL Classification: G19,G30, K00.

1. Associate Professor, Department of Energy Economics and Management,, Faculty of Petroleum, Petroleum University Of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: Srazavi@put.ac.ir
2. PhD Student of International Oil and Gas Contract Management, Department of Energy Economics, Faculty of Islamic Studies and Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran.

Citations: Razavi, S. A. & Mehrzad, M., (2024). "Investigating and Proposing Effective Methods for Investment and Financing in Iran's Oil Production". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 73-98. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28360.3635
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5464.html?lang=en

1. Introduction

A drop (7-10%) in the production of oil and gas reservoirs requires different projects to be defined in order to maintain and increase the level of production as well as to protect them in order to prevent the reduction of the level of production and consequently oil revenues and lack of energy, optimal harvesting and maximum value. Economic production from oil resources can be realized during their lifetime. Oil and gas projects are among the most capital-intensive projects, and the issue of financing and attracting capital for these projects is of particular importance. Oil and gas projects in the upstream sector have different risks and costs depending on which part of the production chain they are located in. In the upstream sector, generally three sources of income, including public revenues, internal sources of companies and external sources, which are generally considered mutual sales, are foreseen to finance projects (Imami Meybodi, 1397). Choosing the most appropriate method for implementing infrastructure projects has always been one of the most important concerns of governments, especially developing governments. One of the basic cases and issues in the field of oil projects is how to provide the necessary capital for the implementation of said projects (Abdi, 1400). In financing oil projects, the topic and geography of the project are very important (Imani Merkid, 1401). Identifying financing methods according to the nature of projects can provide access to different financing capacities and lead to the formation of the necessary platform for financing oil industry projects in different conditions. In general, three methods of public, private and public-private partnership financing are used to finance projects. Government financing focuses on the performance of government activities and their effects on resource allocation and income distribution. In this method, the funds needed for the projects are provided through the government's own revenue sources, such as taxes. If the income sources do not meet the needs of the projects, the required resources are provided from other methods such as obtaining loans from the central bank, domestic and foreign banks, or borrowing from the World Bank. The lack of government resources has caused developing countries to use the capacities of the private sector in managing, financing and operating plans and projects to implement their infrastructure projects. Among developing countries, industrialized and developing countries have increasingly emphasized the privatization and transfer of public institutions to the private sector. The private sector has successfully implemented large and complex projects by providing direct guarantees and insurance policies to cover project risks. According to world records, the private sector has been much more efficient than the public sector in infrastructure development. In most public-private partnerships, project financing is the responsibility of the private sector, and the techniques, tools, and resources used to finance such projects have characteristics of private sector financing.

2. Martial and Methods

The current research was conducted with a qualitative and quantitative approach. Library studies and experts' opinions have been used to collect data. Then the collected data were categorized and themed by thematic analysis method. It should be noted that the extracted methods have been designed and presented after detailed investigations in the focus group and necessary consultations with experts in this field. The BWM method has been used to weight the identified criteria. Finally, after counting and polling the experts and confirming the proposed financing methods, their ranking was done using the TOPSIS method. After analyzing the data and determining the criteria for choosing the optimal financing method,

the research criteria have been weighted using BWM. In this method, the best and worst indicators are determined by the decision maker and a pairwise comparison is made between each of these two indicators (best and worst) and other indicators; Then a maximum-minimum problem is formulated and solved to determine the weight of different indicators; Also, in this method, a formula is considered to calculate the inconsistency rate in order to check the validity of the comparisons. In this research, the TOPSIS method, which is a multi-criteria decision analysis method, was used to rank the options. In this method, two concepts "ideal solution" and "similarity to ideal solution" are used. The ideal solution is the solution that is the best in every way, which generally does not exist in practice, and we try to get close to it. In order to measure the similarity of a plan (or option) to the ideal and anti-ideal solution, the distance of that plan (or option) from the ideal and anti-ideal solution is measured. Then the options are evaluated and ranked based on the ratio of the distance from the anti-ideal solution to the total distance from the ideal and anti-ideal solution.

3. Data and Discussion

After conducting library studies and conducting interviews with experts related to the research topic, using the method of content analysis and analyzing and describing, describing and interpreting the text and finally combining and integrating them, the requirements and characteristics of the studied projects were identified. According to the characteristics of projects to maintain and increase the production of finance volume, investment horizon, flexibility in accepting guarantees, cost of financing, time to access financial resources, riskiness of the financier, compliance of repayment time with outgoing cash flow and compliance The time of payment of financial resources with the construction period of the project was determined as the criteria for choosing the financing method. By examining the data obtained from the questionnaires and using the BWM method, the weights of the effective criteria on the decision to choose the financing method were obtained. It should be noted that the mentioned criteria were based on the nature of the studied project, and therefore, in examining the status of each project, the criteria should be revised and defined according to the nature of the projects. The inconsistency rate is also between 0 and 1 and its value is 0.114, which indicates reliability. Among the financing methods mentioned in the research literature, government financing using the company's internal resources and domestic resources including bank and syndicated loans from the money market and the National Development Fund and Sukuk bonds and the project fund in the capital market can be used in projects They have the study item, which was extracted based on the opinion of experts as usable and measurement methods in this research. By examining the data obtained from the questionnaires, the ranking of the financing method was obtained using the TOPSIS technique.

4. Conclusion

In order to choose the optimal investment and financing method, the financing system should be designed keeping in mind the requirements and needs of the project, in such a way that it is in accordance with the existing regulations in this area and the mechanism of the money and capital market. Maintenance and production increase projects usually do not have a high technical risk and according to the definitions in the oil industry, they are classified as small projects in terms of the amount of financial resources required. Also, the

duration of their implementation is relatively short and the technologies they need are available. The main activities of these projects in the underground and surface sectors include digging new and repairing wells, building flow and transmission pipelines, building or developing pumping or gas injection stations, collecting associated gases, separation units and Tanks, etc. According to the feasibility studies and the employer's knowledge of the project, the EPD or EPC method is usually used to assign the project. Among the financing methods, the government financing method (guaranteeing repayment) using the company's internal resources and domestic resources including bank and syndicated loans from the money market and the National Development Fund and Sukuk bonds and the project fund in the capital market can be used in have the studied projects. From the total of eight criteria identified in this research, the riskiness of the financial resource provider, the adaptation of the repayment time with the outgoing cash flow, and the flexibility of accepting guarantees have obtained the highest relative weights, and following these criteria of the investment horizon, the adaptation of the time Payment of financial resources with the period of project construction, access time to financial resources, amount of finance that can be provided, and the cost of financing have been assigned lower relative weights. The results of this evaluation show the importance of the risk-taking criteria of the financial resources provider, the compliance of the repayment time with the outgoing cash flow, and the flexibility of accepting guarantees in order to choose the appropriate financing method in choosing the financing method of maintenance and production increase projects. In the end, among the sources identified for financing the projects of maintaining and increasing the production of oil and gas fields, financing through the project fund, sources within the company, and Sukuk bonds were identified as the best methods, respectively. Also, the use of the National Development Fund and bank loans are the next priorities. Although the recent methods can be considered as suitable alternatives, but the final weights of the criteria have led to the superiority of other methods over them. In general, due to the uniqueness of each project and contract, it is not possible to definitely choose a reliable version as the best method of financing. Recommended In the previous studies, there was no research related to the ranking of financing methods for maintaining and increasing the production of oil and gas fields. However, the results of this research show the importance and attention to the acceptance criteria of financial resources providers, matching the repayment time with the outgoing cash flow and accepting the acceptance of guarantees in choosing the financing method and the effect of these cases. It confirms factors in choosing methods that have higher potential in this index.

Acknowledgments

At the end of the section, we feel it necessary to appreciate the cooperation of NISOC to improve and enrich the text of the article.

Observation Contribution

First author: 60% (problem statement, research method, analysis of research findings); econd author: 40% (theoretical literature and theoretical framework)

Conflict of Interest

I, Seyyed Abdollah Razavi, the responsible author, while observing publication ethics in referencing, declare the absence of conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

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
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.

بررسی و پیشنهاد روش کارا به‌منظور سرمایه‌گذاری و تأمین مالی در تولید صیانتی نفت کشور ایران

سید عبداله رضوی[۱]، مسلم مهرزاد[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2024.28360.3635
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۰۲
صص: ۹۸-۷۳

چکیده

به‌منظور صیانت از مخازن نفت و گاز و جبران کاهش سطح تولید سالانهٔ آن‌ها، تعریف و اجرای پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش انجام می‌گیرد. تأمین منابع مالی موردنیاز این پروژه‌ها، حفظ سطح تولید و به‌تبع آن درآمدهای نفتی و هم‌چنین تأمین انرژی موردنیاز کشور را به‌همراه خواهد داشت. به شکل متعارف تأمین مالی پروژه‌ها صنعت نفت از طریق منابع داخل شرکت و سرمایه‌گذاری است. در سال‌های اخیر به‌دلیل ناکافی بودن منابع مالی داخلی شرکت و محدودیت‌های ناشی از اعمال تحریم‌های ظالمانه علیه کشور، روش‌های تأمین مالی مختلفی برای پروژه‌های بالادستی نفت پیشنهاد و به‌کار گرفته شده است. هدف از انجام این پژوهش انتخاب روش مطلوب سرمایه‌گذاری و تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید از میان روش‌های موجود است. بدین‌منظور پس از تشکیل پنل خبرگان و شناسایی روش‌های قابل‌استفاده جهت تأمین مالی پروژه‌های موردمطالعه، با بهره‌گیری از روش تحلیل مضمون معیارهای انتخاب روش مناسب تأمین مالی شناسایی و در ادامه وزن‌دهی و رتبه‌بندی روش‌های تأمین مالی با استفاده از روش‌های بهترین و بدترین معیار و تاپسیس انجام‌گرفته است. از مجموع هشت معیار شناسایی شده در این تحقیق، ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ منابع مالی، انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی و انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین به‌ترتیب بالاترین وزن‌های نسبی و معیارهای افق سرمایه‌گذاری، انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه، زمان دسترسی به منابع مالی، حجم مالی قابل تأمین، هزینهٔ تأمین مالی به‌ترتیب وزن‌های نسبی کمتری را داشتند. درنهایت از بین منابع شناسایی شده جهت تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید میادین نفت و گاز، تأمین منابع مالی از طریق صندوق پروژه، منابع داخل شرکت و اوراق صکوک به‌ترتیب به‌عنوان روش‌های برتر و صندوق توسعهٔ ملی و وام‌های بانکی در اولویت‌های بعدی قرار گرفتند.

کلیدواژگان: نگه‌داشت، تولید نفت، روش تأمین مالی و میدان نفتی.
طبقه‌بندی JEL: G19, G30, K00.

۱. دانشیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشکدهٔ نفت، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Srazavi@put.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری مدیریت قراردادهای بین‌المللی نفت و گاز، گروه اقتصاد انرژی، دانشکدهٔ دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع)، تهران، ایران.
Email: mehrzad.m@gmail.com

ارجاع به مقاله: رضوی، سید عبداله؛ و مهرزاد، مسلم، (۱۴۰۳). «بررسی و پیشنهاد روش کارا به‌منظور سرمایه‌گذاری و تأمین مالی در تولید صیانتی نفت کشور ایران». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۷۳-۹۸. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28360.3635
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5464.html?lang=fa

۱. مقدمه

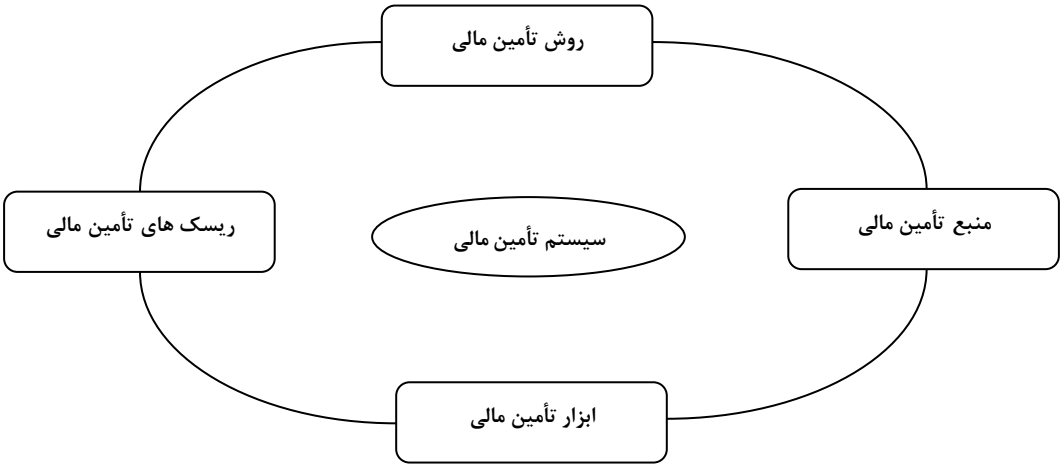
صنعت نفت و گاز مهم‌ترین منبع درآمدی کشور محسوب می‌شود و برنامه‌های توسعه‌ای کشور در حوزه‌های مختلف متکی به آن است. درآمدهای نفتی ارتباط مستقیم با میزان تولید میادین نفت و گاز دارد و ازطرفی سرمایه‌گذاری در میادین نفت و گاز برای حفظ و افزایش سطح تولید ضروری است. به‌شکل متعارف منابع مالی موردنیاز پروژه‌های صنعت نفت از طریق منابع داخل شرکت و سرمایه‌گذاری تأمین می‌شود. در سال‌های اخیر به‌دلیل ناکافی بودن منابع مالی داخلی شرکت و محدودیت‌های ناشی از اعمال تحریم‌های ظالمانه علیه کشور، سرمایه‌گذاری کافی در صنعت نفت انجام نگرفته است. اُفت ۷–۱۰٪ میزان تولید مخازن نفت گاز ایجاب می‌کند پروژه‌های مختلفی به‌منظور نگه‌داشت و افزایش سطح تولید و هم‌چنین صیانت از آن‌ها تعریف شود تا علاوه‌بر جلوگیری از کاهش سطح تولید و به‌تبع آن درآمدهای نفتی و کمبود انرژی، برداشت بهینه و حداکثری ارزش اقتصادی تولید از منابع نفتی در طول عمر آن‌ها محقق شود. پروژه‌های نفت و گاز ازجمله پروژه‌های بسیار سرمایه‌بر بوده و مسأله تأمین مالی و جذب سرمایه برای این پروژه‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. پروژهٔ نفت و گاز در بخش بالادست بسته به این‌که در چه بخشی از زنجیرهٔ تولید قرار دارند، از ریسک و هزینهٔ مختلفی برخوردار هستند. در بخش بالادستی عموماً سه محل درآمد شامل درآمدهای عمومی، منابع داخلی شرکت‌ها و منابع خارجی که عموماً بیع متقابل محسوب می‌شوند، برای تأمین مالی پروژه‌ها پیش‌بینی شده‌اند (امامی میبدی، ۱۳۹۷). انتخاب مناسب‌ترین روش برای اجرای طرح‌های زیربنایی، همیشه از مهم‌ترین دغدغه‌ها و نگرانی‌های دولت‌ها، مخصوصاً دولت‌های درحال توسعه بوده است. یکی از موارد و موضوعات اساسی در زمینهٔ پروژه‌های نفتی، نحوهٔ تأمین سرمایهٔ لازم جهت اجرای پروژه‌ها مزبور است (عبدی، ۱۴۰۰). در تأمین مالی پروژه‌های نفتی، موضوع و جغرافیای پروژه اهمیت بسیاری دارد (ایمانی‌مرکید، ۱۴۰۱). شناسایی روش‌های تأمین مالی متناسب با ماهیت پروژه‌ها می‌تواند دسترسی به ظرفیت‌های مختلف تأمین مالی را فراهم آورده و موجب شکل‌گیری بستر لازم جهت تأمین مالی پروژه‌ها صنعت نفت در شرایط مختلف شود. به‌طورکلی برای تأمین مالی پروژه‌ها از سه روش تأمین مالی دولتی، خصوصی و مشارکت دولتی–خصوصی استفاده می‌شود. تأمین مالی دولتی بر انجام فعالیت‌های دولت و تأثیرات آن‌ها بر تخصیص منابع و توزیع درآمدها تمرکز دارد. در این روش بودجهٔ موردنیاز پروژه‌ها از طریق منابع درآمدی خود دولت، نظیر مالیات تأمین می‌شود. در صورتی‌که منابع درآمدی پاسخ‌گوی نیاز پروژه‌ها نباشد، منابع موردنیاز را از روش‌های دیگر مانند اخذ وام از بانک مرکزی، بانک‌های داخلی و خارجی و یا استقراض از بانک جهانی تأمین می‌شود. کمبود منابع دولتی باعث شده است که کشورهای درحال‌توسعه از ظرفیت‌های بخش خصوصی در مدیریت، تأمین مالی و بهره‌برداری از طرح‌ها و پروژه‌ها برای اجرای پروژه‌های زیربنایی خود استفاده کنند. درمیان کشورهای درحال‌توسعه، کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه به‌طور فزاینده‌ای بر خصوصی‌سازی و انتقال مؤسسات دولتی به بخش خصوصی تأکید کرده‌اند. بخش خصوصی با ارائه ضمانت نامه‌های مستقیم و بیمه‌نامه برای پوشش ریسک‌های پروژه، پروژه‌های بزرگ و پیچیده را با موفقیت اجرا کرده است. براساس سوابق جهانی، بخش خصوصی در توسعهٔ زیرساخت‌ها بسیار کارآمدتر از بخش دولتی بوده است. در اکثر مشارکت‌های دولتی و خصوصی، تأمین مالی پروژه به عهدهٔ بخش خصوصی است، تکنیک‌ها، ابزارها و منابع مورداستفاده برای تأمین مالی این‌گونه پروژه‌ها دارای ویژگی‌های تأمین مالی بخش خصوصی هستند.

پرسش پژوهش: پرسش مطرح در مطالعهٔ حاضر عبارت است از این‌که، روش‌های قابل‌استفاده جهت تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید نفت و گاز کدامند؟ معیارهای مؤثر بر انتخاب روش تأمین مالی مطلوب و کارا برای این نوع پروژه‌ها چیست؟ اولویت‌بندی روش تأمین مالی پروژه‌های موردنظر چگونه است؟ کشورها مختلف از چه روش‌ها و منابعی برای تأمین مالی پروژه‌های نفت و گاز استفاده می‌کنند؟

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. تأمین مالی

تأمین مالی یک سیستم باز و پویا است که دارای اجزای متعدد و در ارتباط با یک‌دیگر بوده و مرز مشخصی دارد. برای بسیاری از آن‌ها می‌توان هدف تعریف کرد و با حذف هر یک از اجزا سیستم رفتار کلی سیستم تغییر می‌کند. اجزای سیستم تأمین مالی شامل چهار زیرسیستم اساسی به‌هم مرتبط است و تأمین مالی موفق پروژه از انتخاب گزینه‌های مناسب هر یک از آن‌ها امکان‌پذیر است. بدیهی است انتخاب هر یک از زیرسیستم‌ها، راهنمای ما در انتخاب گزینه زیرسیستم بعدی خواهد بود. اجزای سیستم تأمین مالی شامل: روش تأمین مالی، منبع تأمین مالی، ابزار تأمین مالی و مدیریت ریسک‌های تأمین مالی است. در شکل ۱، اجزای سیستم تأمین مالی نمایش داده شده است (جمالی، ۱۴۰۰).



شکل ۱: سیستم تأمین مالی پروژه (جمالی، ۱۴۰۰: ۱۲).

Fig. 1: Project financing system (Jamali, 2021: 12).

۲-۲. روش‌های تأمین مالی قراردادی

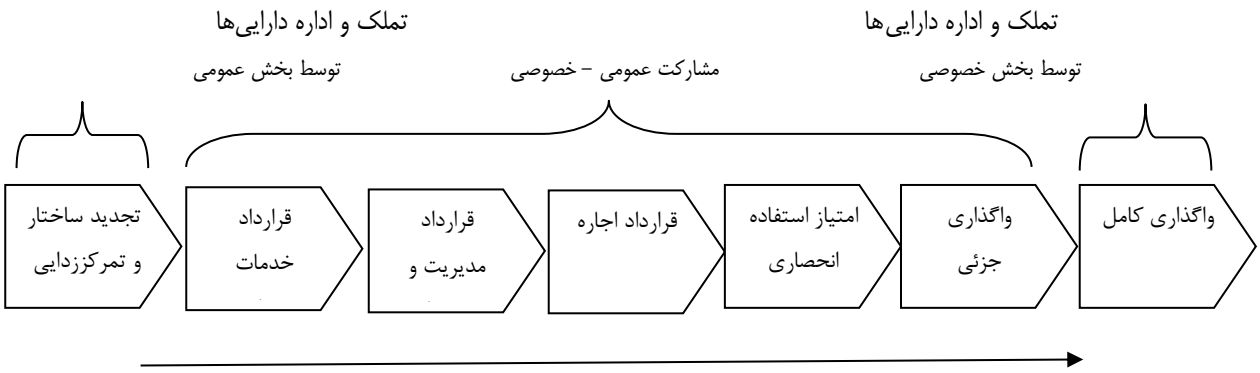
قراردادهای صنعت نفت را می‌توان در اولین بخش به دو دسته قراردادهای امتیازی و نظام‌های قراردادی تقسیم‌بندی کرد. نظام‌های قراردادی به سه دسته قراردادهای مشارکت در تولید، قراردادهای خدماتی و قراردادهای مشارکت در سرمایه‌گذاری تقسیم‌بندی می‌شوند. قردادهای خدماتی نیز به دو بخش، قراردادهای

خدماتی ساده و قراردادهای خدماتی خطرپذیر تقسیم بندی می‌شود که قراردادهای خدماتی بیع متقابل و BOT در مجموعه قراردادهای ساده قرار می‌گیرند. قرارداد بیع متقابل یک قرارداد دو جانبه است؛ بدین‌صورت که حقوق و تعهدات مربوط به فروش تجهیزات و تکنولوژی در قرارداد اولیه و تعهدات مربوط به فروش محصول ناشی از به‌کارگیری تجهیزات مذکور، در قرارداد بیع متقابل درج می‌شود و طرفین معامله به‌ترتیب نقش فروشنده و خریدار را برعهده می‌گیرند.

به‌طورکلی برای تأمین مالی پروژه‌ها از سه روش تأمین مالی دولتی، خصوصی و مشارکت دولتی–خصوصی استفاده می‌شود. تأمین مالی دولتی بر انجام فعالیت‌های دولت و تأثیرات آن‌ها بر تخصیص منابع و توزیع درآمدها تمرکز دارد (کین[1]، ۱۹۵۵). در این روش وجوه موردنیاز پروژه‌ها از طریق منابع درآمدی خود دولت، مانند مالیات تأمین می‌شود. چنان‌چه منابع درآمدی پاسخ‌گوی نیازهای مالی پروژه‌ها نباشد، دولت منابع موردنیاز خود را از دیگر روش‌ها نظیر استقراض از بانک مرکزی، اخذ وام از بانک‌های داخلی و خارجی، انتشار اوراق‌قرضه یا استقراض از بانک جهانی تضمین می‌کند. در این نوع روش‌های تأمین مالی بدهی‌ها در ترازنامهٔ دولت‌ها ثبت می‌شود و آثار منفی به‌جای می‌گذارند؛ به‌همین‌دلیل دولت‌ها ترجیح می‌دهند تا منابع مالی دیگری را برای پروژه‌های خود جستجو نمایند. کمبود منابع دولتی باعث‌شده است که کشورهای درحال‌توسعه از ظرفیت‌های بخش خصوصی در مدیریت، تأمین مالی و بهره‌برداری از طرح‌ها و پروژه‌ها برای اجرای پروژه‌های زیربنایی خود استفاده کنند. یکی از دلایل اصلی گرایش به این روش، شرایط مالی نامناسب در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، تأکید روزافزون کشورهای صنعتی و درحال‌توسعه بر خصوصی‌سازی و انتقال مؤسسات دولتی به بخش خصوصی است (فرزانگان، ۱۳۸۶). بخش خصوصی با ارائه ضمانت‌نامه‌ها و بیمه‌نامه‌های مستقیم برای پوشش ریسک پروژه‌ها، پروژه‌های بزرگ و پیچیده را با موفقیت اجرا کرده است. براساس بررسی سوابق جهانی، بخش خصوصی در توسعهٔ زیرساخت‌ها بسیار کارآمدتر از بخش دولتی بوده است. این عوامل باعث شده است که بخش خصوصی در بازارهایی که قبلاً تحت کنترل بخش دولتی بودند، مشارکت گسترده داشته باشد (اشکوه، ۱۳۸۸). در اکثر مشارکت‌های دولتی و خصوصی، تأمین مالی پروژه به عهدهٔ بخش خصوصی است، تکنیک‌ها، ابزارها و منابع مورداستفاده برای تأمین مالی این گونه پروژه‌ها دارای ویژگی‌های تأمین مالی بخش خصوصی هستند. مشارکت دولتی–خصوصی بسته به درجه و سطح شراکت بخش خصوصی در پروژه‌های زیرساختی، طیف وسیعی از شیوه‌های مشارکت فراهم می‌آورد. بانک جهانی برای بیان تفاوت‌های این روش با خصوصی‌سازی، گراف جامعی ارائه کرده است که تمامی به‌شکل شفاف شیوهٔ مشارکت دولتی–خصوصی و طیف آن را تشریح می‌نماید. در موافقت‌نامهٔ مشارکت دولتی–خصوصی، مسئولیت هر یک از طرفین و نحوهٔ تخصیص ریسک به‌طور شفاف بیان می‌شود. بانک جهانی به کشورهای درحال‌توسعه پیشنهاد می‌کند تا سیاست‌های اقتصادی خود را از اقتصاد دولتی به یک اقتصاد کاملاً آزاد و خصوصی تغییر دهند. در شکل ۳، طیف موردنظر نشان داده شده است (گزارش بانک جهانی، ۲۰۱۴).

---

[1]. Kean



شکل ۲: طیف مشارکت بخش دولتی و خصوصی (گزارش بانک جهانی، ۲۰۱٤).

Fig. 2: The spectrum of public and private sector participation (World Bank Report, 2014)

از منظر دیگر، می‌توان منابع تأمین مالی به دودستهٔ کلی بازار پول و بازار سرمایه و یا به‌عبارت دیگر، منابع داخلی و یا بین‌المللی، مانند مؤسسات مالی و نهادهای داخلی و بین‌المللی، منطقه‌ای، دوجانبه، بانک تجاری، بازار سرمایه (بازار بورس و...) هستند که روش تأمین منابع مالی به نوع پروژه‌ها بستگی دارد و بر این‌اساس ابزارهای مالی مناسب مشخص می‌گردد. در این ارتباط در انتخاب منبع تأمین مالی مناسب مهم‌ترین عامل، ریسک، بازده، میزان سرمایه‌گذاری موردنیاز و افق زمانی سرمایه‌گذاری است. منابع تأمین مالی به منابع مالی داخل بنگاه و منابع مالی خارج از بنگاه تقسیم‌بندی می‌شود؛ در این‌راستا، برخی از بنگاه‌های اقتصادی، برخی بنگاه‌های اقتصادی در آغاز فعالیت‌های تجاری خود با مشکل اخذ وام و اعتبار مواجه هستند و از روش اخذ تسهیلات، منابع لازم را تأمین می‌کنند. دلیل استفاده از این روش تأمین مالی کم‌هزینه‌تر بودن آن نسبت به سایر روش‌های تأمین مالی است. انواع روش‌های تأمین مالی داخلی شامل سود انباشته، اندوخته‌های قانونی و احتیاطی، فروش دارایی‌ها، عاملیت حساب‌های دریافتی و کارت‌های اعتباری و جاری شرکا است که برای ادامه فعالیت‌های عملیاتی با کمترین هزینهٔ سرمایه مورداستفاده قرار می‌گیرد.

این درحالی است که تأمین مالی از منبع خارج بنگاه در بسیاری از پروژه‌های مهم بنگاه‌های اقتصادی امکان تأمین مالی داخلی وجود ندارد. در چنین شرایطی بنگاه‌ها تمایل دارند منابع مالی خارج از بنگاه را برای تأمین نقدینگی سرمایه‌گذاری، سرمایه در گردش و تضمین فروش بیشتر کالا تأمین کنند. این نوع تأمین منابع به دو بخش منابع داخلی و منابع خارجی طبقه‌بندی می‌شود.

منبع تأمین منابع مالی داخل کشور شامل: بازار پول، بازار سرمایه، بیمه و لیزینگ و هم‌چنین صندوق توسعهٔ ملی است. در نقطهٔ مقابل، از دیگر روش‌های مهم تأمین منابع مالی جذب سرمایه‌های خارجی برای اجرای پروژه‌های مختلف است؛ مهم‌ترین چالش کشورهای درحال‌توسعه، نحوهٔ تأمین مالی و تهیهٔ بودجهٔ اجرایی لازم

برای انجام پروژه‌های زیرساختی و بهره‌برداری از آن‌ها است. عدم کفایت منابع برای تأمین سرمایه در داخل کشورها موجب شده است تا راه‌های جایگزین تأمین مالی مورداستفاده قرار گیرد.

۲-۳. ابزارهای تأمین مالی پروژه

ابزارهای تأمین مالی پروژه، هرگونه سرمایه‌گذاری و یا استقراض، مانند: اوراق‌قرضه، گواهی سپرده، اوراق صکوک را دربر می‌گیرد. انواع مختلف ابزارهای تأمین مالی در جدول ۱، نشان داده شده است؛ علاوه‌بر این ابزارها، در سال‌های اخیر درپی معرفی بیت‌کوین و هویدا گشتن قابلیت‌های فناوری زنجیرهٔ بلوکی و رمزارزها، نظریه‌پردازان حوزهٔ مالی درصدد امکان‌سنجی طراحی استقرار الگوی تأمین مالی بر بستر زنجیرهٔ بلوکی و استفاده از رمزارزها برآمدند. مزیت‌های استفاده از قابلیت‌های فناوری زنجیرهٔ بلوکی شامل سادگی و چابکی فرآیند اجرایی انتشار اوراق در قالب توکن‌های بهادار و امکان تأمین مالی ارزی بین المللی بدون نیاز به نهادها و مؤسسات مالی می‌شود (نوروزی، ۱۳۹۹). یکی دیگر از ابزارهای نوین تأمین مالی پروژه‌ها، ایجاد صندوق سرمایه‌گذاری پروژه ازطریق بازار سرمایه می‌باشد. در این روش سرمایه‌گذاران مالک نهایی پروژه احداث شده بوده و در سود اقتصادی طرح شریک می‌شوند (کاظمی‌نجف‌آبادی، ۱۴۰۱). هم‌چنین ابزارهای مالی اسلامی قابل‌استفاده در بخش بالادستی نفت و گاز در جدول ۲، قابل مشاهده است. استفاده از الگوی استصناع تاحدی می‌تواند مشکل کسری بودجه را برطرف و رشد و توسعهٔ صنعت نفت و گاز را تسریع نماید؛ از سوی دیگر، یکی از مسائل مهم کشور ضرورت ارتقای فناوری سطح فناوری در بخش نفت و گاز است. یکی از مؤلفه‌های این مهم بومی‌سازی ساخت تجهیزات صنعت نفت و گاز می‌باشد. استفاده از صکوک استصناع جهت تأمین مالی در صنعت نفت حسب‌مورد، هم در بحث ساخت تجهیزات و هم در بحث اقتصاد پیمانکاری کاربرد دارد (شکوهی، ۱۴۰۰).

جدول ۱: ابزارهای تأمین مالی

Tab. 1: Financing tools

ابزارهای تأمین مالی				
ابزار مالی				ابزارهای امتیازی
بازار پول		بازار سرمایه		ابزارهای مشتق
ابزار سرمایه	ابزار بدهی	ابزار سرمایه	ابزار بدهی	قراردادهای آتی
آورده مالکین	وام تسهیلات صندوق توسعهٔ ملی اوراق خزانه اسلامی گواهی سپرده سرمایه‌گذاری	افزایش سرمایه صندوق زمین و ساختمان صندوق پروژه	اوراق‌قرضه صکوک	قراردادهای پیمان آتی قرارداد سلف قرارداد اختیار معامله قرارداد معاوضه

جدول ۲: ابزارهای مالی اسلامی قابل‌استفاده در بخش بالادستی نفت و گاز

Tab. 2: Islamic financial instruments that can be used in the upstream sector of oil and gas

نوع اوراق	پشتوانه	کاربرد	منتشرکننده	مدت	ریسک
اجاره	دارایی	خرید تجهیزات، تأمین مالی با پشتوانهٔ دارایی‌های موجود	شرکت‌های نفتی، پیمانکاران	کوتاه‌مدت میان‌مدت بلندمدت	کم ↓ زیاد
سلف	محصول پروژه	تأمین هزینه جاری	شرکت‌های نفتی	کوتاه‌مدت میان‌مدت	
ترکیب استصناع و اجاره‌به‌شرط‌تملیک	دارایی پروژه	EPCF	پیمانکاران	کوتاه‌مدت میان‌مدت	
استصناع موازی	عواید پروژه	EPC	شرکت‌های نفتی، پیمانکاران	کوتاه‌مدت میان‌مدت	

(منبع: موسویان، ۱۳۹۳).

۲-٤. مدل قراردادی مناطق نفت‌خیز جنوب

در این شیوهٔ قراردادی هر یک از انواع قراردادها، توسعه، اجرای طرح‌های بهبود[1]یا ازدیاد برداشت[2] و بهره‌برداری و یا قراردادهای عملیات محور[3] شامل: عملیات حفاری، چاه محور یا تأسیسات سطح‌الارضی همراه با تأمین کل منابع مالی موردنیاز توسط شرکت یا شرکت‌های صاحب صلاحیت نفتی داخلی و یا خارجی که پیمانکار و طرف دوم قرارداد نامیده می‌شود، انجام می‌گیرد. کارفرما (طرف اول قرارداد) شرکت ملی نفت ایران و مجری طرح شرکت ملی مناطق نفت‌خیز جنوب است که از طرف و به نمایندگی از کارفرما راهبری طرح را برعهده دارد (خواجوی، ۱۴۰۰).

۲-۵. روش‌های تأمین مالی در کشورهای مختلف

کشورهای مختلفی برای تأمین منابع مالی پروژه‌های خود ظرفیت بازار سرمایه را به‌کار گرفته‌اند. اوراق صکوک اجارهٔ شرکت پتروناس مالزی در بخش بالادست، صکوک اجاره بین‌المللی قطر، صکوک استصناع تبرید و صکوک استصناع شرکت ملی نفت اندونزی از ابزارهای مورداستفاده برای تأمین مالی پروژه‌ها است. شرکت پتروناس مالزی برای تأمین مالی پروژه‌های خود در سال ۲۰۰۹م. اقدام به انتشار ۱۵۰۰میلیون دلار آمریکا اوراق اجاره کرد. این اوراق درحال‌حاضر در بورس‌های منطقهٔ آزاد لابوان مالزی، مالزی و لوکزامبورگ معامله می‌شود. شرکت سهامی QSC[4] نیز به‌عنوان یک شرکت واسط در اکتبر سال ۲۰۰۳م. با سرمایه‌گذاری مشترک دولت قطر، بانک اسلامی بین‌المللی قطر QIIB و HSBC، بانک لندن تأسیس و در دوحهٔ قطر به ثبت رسیده است و دولت قطر در اکتبر سال ۲۰۰۳م. اوراق رهنی به ارزش ۷۰۰میلیون دلار با سررسید سال ۲۰۱۰م. را ازطریق آن

---

1. (Ior) Improve Oil Recovery
2. Enhanced Oil Recovery (Eor)
3. Job Base
4. Qatar Sukuk Co

منتشر کرده است. منابع مالی حاصله برای تأمین مالی ساخت و توسعهٔ شهرک پزشکی حمد در شهر دوحه استفاده شده است. شرکت ملی سرمایش مرکزی (تبرید) در امارات متحده از صکوک استصناع برای تأمین مالی بهره جسته است. حجم انتشار این اوراق ۱۷۰۰میلیون درهم امارات در سال ۲۰۰۸م. و با سررسید ۳ساله بوده است. شرکت ملی نفت اندونزی برای تأمین مالی پروژهٔ بازسازی و توسعهٔ یکی از بخش‌های پایین‌دستی در جاکارتا در سال ۲۰۰۶م. اوراق استصناع به ارزش ۲۰۰میلیون دلار منتشر کرده است. دورهٔ ساخت پروژه حدود دو سال و بهره‌برداری از آن یک‌سال پس از شروع ساخت درنظر گرفته شده بود. با توجه به کوتاه بودن زمان ساخت پروژهٔ قرارداد استصناع به‌جای ترکیب با قرارداد اجاره با یک قرارداد فروش تضمینی ترکیب شده است (موسویان، ۱۳۹۳).

۳. پیشینهٔ پژوهش

«نظرپور» و «لطفی‌نیا» (۱۳۹۴) در تحقیقی به بررسی تأثیر صندوق‌های پروژه‌محور در اجرای درست و دقیق تسهیلات مشارکتی در بانک‌داری اسلامی پرداختند. آن‌ها نتیجه گرفتند که استفاده از تخصص و دانش صندوق‌های پروژه‌محور در مراحل بررسی تقاضا، اجرا و نظارت پروژه و نهایتاً تسویه و حسابرسی می‌تواند به بانک‌ها در اجرای صحیح تسهیلات مشارکتی کمک نماید (نظرپور و لطفی‌نیا، ۱۳۹۴).

در مطالعه‌ای استراتژی‌های بهبود نظام تأمین مالی صنایع نفت و گاز و اولویت‌بندی آن‌ها توسط «امامی‌میبدی» (۱۳۹۸) بررسی شده و سه محور بهبود زیرساخت‌های حاکمیتی و قانونی، عوامل ساختاری و شفافیت اطلاعاتی حوزهٔ تأمین مالی صنعت نفت و گاز موردمطالعه قرار گرفت. براساس نتایج در این تحقیق بهبود زیرساخت‌های حاکمیتی و قانونی در این حوزه بیشترین اولویت را به خود اختصاص داده است (امامی‌میبدی، ۱۳۹۸).

اوراق جعاله، ابزاری مناسب برای تأمین مالی صنعت نفت و گاز عنوان مطالعهٔ «شیرمردی‌احمدآباد» (۱۳۹۸) می‌باشد، که به بررسی ارکان و عناصر قرارداد جعاله پرداخته و دو مدل عدم اتحاد بانی و پیمانکار و اتحاد بانی و پیمانکار را مرور و آنگاه اوراق اجاره احداث و تبدیل سهام را بررسی کرده‌اند. سپس با بررسی ریسک‌های اوراق جعاله، نتیجه گرفتند که اوراق جعاله می‌تواند به‌عنوان یک ابزار مالی مناسب جهت تأمین مالی پروژه‌های نفت و گاز به‌کار گرفته شود.

«سید عباس موسویان» (۱۳۹۰) معتقد است که اوراق سلف موازی می‌تواند به‌عنوان ابزار تأمین مالی پروژه‌های نفت و گاز مورداستفاده قرار گیرد. وی کاربردهای اوراق سلف را پیش‌شمرده، ریسک‌ها و مدل‌های عملیاتی آن را بررسی نموده است. برای حل مشکل فقهی اوراق سلف نیز دو راه‌حل پیشنهاد نموده است.

عوامل مؤثر بر انتخاب شیوهٔ تأمین مالی توسط «ذاکرنیا» و همکاران (۱۳۹۵) با روش TOPSIS فازی بررسی شده است. این عوامل مؤثر به سه‌طبقهٔ اصلی به‌ترتیب عوامل مربوط به منبع تأمین‌کنندهٔ مالی، عوامل کلان اقتصادی و سیاسی و عوامل مربوط به تأمین‌شوندهٔ مالی تقسیم‌بندی و برای هرکدام از این طبقات نیز عوامل و زیرمجموعه‌هایی مطالعه گردیده است.

در سال ۱۳۹۲ «عبدی» و «امین‌زاده» به بررسی سازوکار تأمین مالی پروژه‌های صنعت انرژی با تأکیدبر قراردادهای EPCF پرداختند. در این مقاله برخی از روش‌های تأمین مالی بررسی شده و ساختار تأمین مالی روش EPCF توضیح داده شده است. درنهایت راه‌حل‌هایی برای مرتفع‌شدن مشکلات تأمین مالی پروژه‌های کلان ارائه گردیده است.

«نظرپور» و همکاران (۱۳۹۴) در یک تحقیق به تأمین مالی صنعت نفت و گاز برمبنای صکوک استصناع پرداخته و ریسک‌های آن را رتبه‌بندی کرده‌اند. در این مطالعه با روش توصیفی و تحلیل محتوا الگوهای مختلف صکوک مزبور را بررسی کرده و نتیجه‌گیری کرده‌اند که انواع صکوک مزبور می‌تواند تأمین مالی صنعت نفت را انجام دهد و ریسک‌های تورم، سیاسی و نرخ ارز بیشترین تأثیر را در سرمایه‌گذاری دارند.

بررسی ارزیابی روش‌های منتخب تأمین مالی (بیع متقابل داخلی، بیع متقابل خارجی، بیع متقابل خارجی با شریک داخلی، بیع متقابل داخلی با شریک خارجی و روش ترکیبی) در صنعت نفت ایران توسط «مینویی» و همکاران (۱۳۹۴) انجام شده است. با استفاده از نظرات خبرگان و با درنظرگرفتن برخی معیارها روش‌های مزبور را به‌ترتیب فوق اولویت‌بندی کرده‌اند.

«ایمانی‌مرکید» و «درویشی» (۱۴۰۰) در تحقیق خود به تشریح منابع، روش‌ها و قراردادهای تأمین مالی در پروژه‌های نفت و گاز پرداخته و تأمین مالی پروژه‌های نفتی از طریق تأمین مالی پروژه و با محوریت استفاده از وام‌های سندیکایی معرفی نموده‌اند.

راهکاری برای تأمین مالی در پروژه‌های بالادستی صنعت نفت و گاز با استفاده از صندوق سرمایه‌گذاری پروژه توسط «کاظمی‌نجف‌آبادی» و همکاران (۱۴۰۱) انجام گرفته است که در آن به روش‌های تأمین مالی پروژه‌های بالادستی صنعت نفت و گاز در بازار سرمایه ازقبیل صندوق سرمایه‌گذاری پروژه و احصای مزایا و معایب، مشکلات و چالش‌های آن و پیشنهاد راهکارهای مناسب پرداخته شده است.

«شـــکوهی» و «ریاضت» (۱۴۰۱) به مطالعهٔ تأمین مالی صنایع نفت، گاز و پتروشیمی از طریق صکوک استصناع پرداختند و استفاده از روش توامان صندوق پروژه و اوراق استصناع را برای تأمین مالی پروژه‌های صنعت نفت پیشنهاد دادند.

«روکندو» و «روسیبانا» (۲۰۲۱) در تحقیقی به بررسی تأثیر مدیریت وجوه پروژه در بخش عمومی کشور روآندا پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اثربخشی پروژه با وجود بودجه‌بندی، کنترل و تخصیص وجوه پروژه افزایش خواهد یافت؛ به‌عبارت‌دیگر، روش مدیریت وجوه پروژه موفقیت پروژه را تعیین می‌نماید.

بازنگری مطالعات مزبور نشان می‌دهد که روش‌های کلان تأمین مالی و استفاده از انواع اوراق صکوک ازجمله استصناع، اجاره و مرابحه، هم‌چنین صندوق سرمایه‌گذاری پروژه، می‌تواند در کنار روش‌های متعارف تأمین مالی در صنعت نفت و گاز مورداستفاده قرار گیرد. در عمل نیز برخی از شرکت‌ها نظیر شرکت نفت و گاز پرشیا که برای پروژه میدان نفتی یاران شمالی مبلغ ۲هزارمیلیارد ریال اوراق مشارکت ۲٪ در سال ۱۳۹۳ و شرکت دانا انرژی برای تأمین مالی دکل حفاری خشکی اوراق اجاره با شود ثابت ۲۰٪ را در سال ۱۳۹۲ منتشر کرده است. از میان کشورهای مختلف نیز شرکت پتروناس مالزی در بخش بالادست، قطر در ساخت شهرک پزشکی، امارات‌متحده جهت پروژه تبرید و شرکت ملی نفت اندونزی در بازسازی و توسعهٔ پتروشیمی اوراق

صکوک مختلفی را جهت تأمین مالی استفاده کرده‌اند. نوآوری تحقیق حاضر در شناسایی معیارهای انتخاب روش تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید نفت با درنظرداشتن ویژگی‌های آن‌ها است تا به‌وسیلهٔ آن روش‌های ممکن برای تأمین مالی پروژه‌های موردمطالعه بررسی شده و پس از انجام تحلیل‌های لازم روش تأمین مالی بهینه انتخاب گردد.

٤. روش پژوهش

٤-١. گردآوری و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

پژوهش حاضر با رویکرد کیفی و کمّی[1] انجام‌گرفته است. برای گردآوری داده‌ها از مطالعات کتابخانه‌ای و بررسی نظرات خبرگان صنعت نفت در شرکت ملی مناطق نفت‌خیز جنوب استفاده شده است؛ سپس داده‌های جمع‌آوری‌شده به روش تحلیل مضمون دسته‌بندی و موضوع‌بندی شد. لازم به ذکر است که روش‌های استخراج شده پس از بررسی‌های دقیق در گروه کانونی و مشورت‌های لازم با خبرگان در این حوزه طراحی و ارائه گردیده است. برای وزن‌دهی به معیارهای شناسایی شده از روش BWM استفاده شده است. درنهایت پس از احصاء و نظرسنجی از خبرگان و تأیید روش‌های تأمین مالی پیشنهادی، رتبه‌بندی آن‌ها با استفاده از روش TOPSIS انجام شد. محاسبات موردنیاز این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام‌گرفته است.

معیارهایی که در این پژوهش برای انتخاب بهترین روش تأمین مالی مورد استخراج قرار گرفته‌اند، عبارت است از:

- **حجم مالی قابل تأمین**

مدیران مالی شرکت‌ها و پروژه‌ها باید با توجه به‌میزان سرمایه یا منابع مالی موردنیاز و ظرفیت‌سنجی منابع تأمین مالی برای شرکت یا پروژه، اقدام به انتخاب منبع تأمین مالی مناسب نمایند (بابالویان، ۱۳۹۹: ۱۷).

- **افق سرمایه‌گذاری**

ساختار هرکدام از منابع تأمین مالی تعیین‌کنندهٔ افق زمانی تأمین مالی خاص آن منبع است؛ بنابراین مدیران مالی شرکت‌ها باید با توجه به محل صرف وجوه تأمین مالی، منبع تأمین مالی موردنیاز خود را انتخاب کنند (همان).

- **انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین**

درجه‌ای از ظرفیت شرکت که توانایی تجهیز منابع مالی را در راستای فعالیت‌های واکنشی دارد و می‌تواند با این روش، ارزش شرکت را به حداکثر خود برساند (شعری‌آناقیز، ۱۳۹۴).

---

[1] Mixed Method

- **هزینهٔ تأمین مالی**

هزینهٔ تأمین مالی عامل بسیار مهم در پذیرش یا رد تأمین مالی است؛ چراکه حداقل بازدهی مورد انتظار برای سرمایه‌گذاری را مشخص می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، این معیار انتخاب گزینهٔ سرمایه‌گذاری برای قبول و رد طرح‌های توسعه‌ای، بوده که ازطریق حداقل بازدهی موردانتظار از طرح سرمایه‌گذاری می‌تواند توجیه اقتصادی را برای سرمایه‌گذاری نشان دهد (رهبرباغبانی، ۱۳۹۴).

- **زمان دسترسی به منابع مالی**

معنای دسترسی به منابع مالی، درواقع دسترسی افراد یا بنگاه‌ها به خدمات مالی (ازجمله وام اعتبار تجاری، سپرده، بیمه و...) بدون هیچ مانعی است؛ البته دسترسی به منابع مالی یکی از محدودیت‌های بنگاه‌ها است. دسترسی به اعتبارات مالی محور اصلی توسعه و عملکرد بنگاه‌ها به‌شمار می‌رود و موانع دسترسی به این منابع، منجر به جلوگیری از سرمایه‌گذاری و نوآوری در کسب و کارها و درنهایت مسدود شدن مسیر رشد و پیشرفت بنگاه‌ها می‌شود (زبوری، ۱۳۹۹).

- **ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ مالی**

مصارف وجوه تأمین مالی باید ازطرف شرکت یا پروژه‌ای که اقدام به تأمین مالی می‌نماید، مشخص شود؛ سپس شرکت یا پروژه با توجه به ریسک محل مصرف، وجوه تأمین منبع مالی را انتخاب می‌نماید (بابالویان، ۱۳۹۹: ۱۶).

استراتژی‌های مدیریت ریسک، کاهش اختلاف میان طرفین قرارداد و درنهایت دستیابی به اهداف تجاری قرارداد، نقش اساسی ایفا می‌کند. انواع مکانیزم‌های قراردادی توزیع ریسک در قراردادهای نفت و گاز، شرط عدم مسئولیت، تحدید مسئولیت، مصونیت، وجه التزام و الزام به اخذ پوشش‌های بیمه‌ای است (سلیمی، ۱۳۹۹). برای موفقیت تأمین مالی پروژه‌ها، فرآیند کامل مدیریت ریسک‌های مرتبط امری ضروری است. این فرآیند شامل: برنامه‌ریزی مدیریت ریسک، شناسایی ریسک‌ها، تجزیه‌وتحلیل کمّی و کیفی ریسک، پیاده‌سازی پاسخ‌های ریسک و نظارت بر ریسک‌ها است. به‌همین‌دلیل در طرح‌ریزی تأمین مالی یک پروژه لازم است تمامی ذینفعان کلیدی و مشارکت‌کنندگان در پروژه اعم‌از: سازمان‌های دولتی، بانی، حامی، سرمایه‌گذار، بهره‌بردار تمامی ریسک‌های مربوطه را شناسایی نموده و استراتژی‌ها و سازوکارهای مدیریت آن‌ها را به‌نحو بهینه انتخاب و پیاده‌سازی نمایند تا ریسک‌ها به بهترین طرف واگذار شود. واگذاری ریسک‌های شناسایی شده به‌طرف یا رکن ذی‌صلاح که توانایی لازم در مدیریت آن‌ها را داشته باشد، از مهم‌ترین عوامل کلیدی موفقیت در جذب سرمایه‌گذاری‌های موردنیاز و تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌پذیر بین‌المللی است. انواع مختلف ریسک تأمین مالی پروژه در جدول ۳، نمایش‌داده‌شده است.

جدول ۳: انواع مختلف ریسک تأمین مالی پروژه

Tab. 3: Different types of project financing risk

ریسک‌های تجاری	ریسک‌های اقتصادی	ریسک‌های سیاسی
تکمیل پروژه بهره‌برداری درآمد تدارکات فورس ماژور عدم تطابق قرارداد عدم تعهد حامیان زیست‌محیطی	تورم نرخ بهره نرخ مبادلات ارزی	انتقال و تبدیل پول رایج سلب مالکیت جنگ تغییر قوانین

(منبع: جمالی،۱۴۰۰)

- **انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی**

ارزش دارایی‌ها به‌میزان ظرفیت ایجاد جریان‌های نقدی طی زمان بستگی دارد. به تفاوت بین جریان‌های نقدی ورودی و خروجی «جریان نقدی» گفته می‌شود. جریان نقدی طی یک زمان یک شرکت ممکن است مثبت یا منفی باشد. هنگام ارزشیابی شرکت باید جریان‌های نقدی را پس از کسر مالیات و پیش از پرداخت بدهی و سرمایه‌گذاری‌های لازم برای رشد در آینده برآورد کرد؛ هم‌چنین در ارزشیابی حقوق صاحبان سهام، جریان‌های نقدی شرکت پس از کسر بازپرداخت بدهی‌ها محاسبه می‌شوند (ابراهیم‌پور و همکاران، ۱۳۹۵).

- **انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه**

زمان و نحوهٔ تزریق مالی در پروژه‌های به‌عنوان یکی از مهم‌ترین معیار مطرح می‌باشد. در این ارتباط محدودیت منابع مالی درپروژه‌ها به‌طور مستمر در اتخاذ تصمیمات مناسب درمورد پروژه، نقش تعیین‌کننده‌ای دارد؛ به‌طوری‌که ضروری است اطلاعات زمان و نحوهٔ تزریق منابع مالی در راستای انطباق و برنامه‌ریزی بخش فنی درطول زمان اجرای پروژه با یک‌دیگر هماهنگ شوند (محمدی‌نائینی، ۱۳۹۱).

٤-۲. مراحل انجام کار

- گام اول: تعیین مجموعه معیارهای پژوهش

در گام اول، ابتدا باید مسأله مورد پژوهش مشخص شود و سپس عوامل تأثیرگذار برروی هدف پژوهش، استخراج و درنهایت به تأیید خبرگان پژوهش برسد. در این گام می‌توان از روش‌هایی هم‌چون روش دلفی یا دلفی‌فازی استفاده کرد؛ زیرا هدف این روش‌ها تأیید و غربالگری شاخص‌های پژوهش است.

- **گام دوم:** مقایسهٔ بهترین معیار با دیگر معیارها (BO) و دیگر معیارها با بدترین معیار (OW)

در این گام ابتدا باید با اهمیت‌ترین و کم‌اهمیت‌ترین معیار از بین تمامی شاخص‌ها مشخص شود که به آن BEST و WORST گفته می‌شود؛ سپس مقایسهٔ زوجی بهترین معیار با دیگر معیارها و دیگر معیارها با بدترین معیار در قالب دو ماتریس تشکیل شود و توسط طیف ۱ تا ۹ ساعتی به آن مقایسات زوجی پاسخ داده شود.

– **گام سوم:** ایجاد مدل برنامه‌ریزی غیرخطی

در این گام با استفاده از رابطهٔ زیر مدل بهینه‌سازی غیرخطی روش BWM را تشکیل می‌دهیم.

(۱)

$$\text{MIN } \varepsilon_{\xi}$$
$$\text{S.T.}$$
$$\left| Wb/Wj - abj \right| \le \varepsilon_{\xi}$$
$$\left| Wj/Ww - ajw \right| \le \varepsilon_{\xi}$$
$$\sum j\ Wj = 1$$
$$Wj \ge 0, \text{for all } j$$

با حل این مدل در نرم‌افزارهای بهینه‌سازی مانند LINGO و یا GAMS اوزان معیارها محاسبه می‌شود. رابطهٔ بالا یک مدل غیرخطی می‌باشد که «جعفر رضایی» (۲۰۱۶) با تبدیل آن به یک مدل خطی پرداخت. در این مدل خطی اوزان شاخص‌ها نیز محاسبه می‌شود، یکی از مزیت‌های این مدل خطی، محاسبهٔ نرخ ناسازگاری بدون استفاده از شاخص سازگاری است؛ یعنی مقدار $\xi 1$ همان نرخ ناسازگاری است. هم‌چنین وزن‌های این مدل خطی از دقت بیشتری برخوردار هستند.

(۲)

$$\text{MIN } \varepsilon_{\xi} 1$$
$$\text{S.T.}$$
$$\left| Wb/Wj - abj \right| \le \varepsilon_{\xi}$$
$$\left| Wj/Ww - ajw \right| \le \varepsilon_{\xi}$$
$$\sum j\ Wj = 1$$
$$Wj \ge 0, \text{for all } j$$

نرخ سازگاری در بازهٔ [۰، ۱] قرار می‌گیرد و هرچه به صفر نزدیک‌تر باشد مقایسات از سازگاری و ثبات بیشتری برخوردارند و هرچه به یک نزدیک‌تر باشد مقایسات از سازگاری و ثبات کمتری برخوردارند. با انجام مراحل فوق وزن نهایی اهمیت هر یک از معیارها به‌دست می‌آید. با استفاده از این روش پاسخ به دو پرسش مشخص مدنظر است:

۱) بررسی وزن هر یک از معیارهای انتخاب روش تأمین مالی.

۲) تأیید روش‌های استخراج شده به روش تحلیل مضمون.

٤-۳. رتبه‌بندی داده‌ها

روش TOPSIS[1] یک روش تجزیه‌وتحلیل تصمیم‌گیری چندمعیاره است. در این روش از دو مفهوم «حل ایده‌آل» و «شباهت به حل ایده‌آل» استفاده شده است. حل ایده‌آل، آن حلی است که ازهرجهت بهترین باشد که

1. Technique For Order Preference By Similarity To Ideal Solution (TOPSIS)

عموماً در عمل وجود نداشته و سعی‌بر آن است که به آن نزدیک شویم. به‌منظور اندازه‌گیری شباهت یک طرح (گزینه) به حل ایده‌آل و ضد ایده‌آل، فاصلهٔ آن طرح (گزینه) از حل ایده‌آل و ضد ایده‌آل اندازه‌گیری می‌شود؛ سپس گزینه‌ها براساس نسبت فاصله از حل ضد ایده‌آل به مجموع فاصله از حل ایده‌آل و ضد ایده‌آل ارزیابی و رتبه‌بندی می‌شوند. روش TOPSIS در ابتدا توسط «چینگ لای هوانگ» و «یون» در سال ۱۹۸۱م. و با پیشرفت‌های بیشتر توسط یون در سال ۱۹۸۷م. و «هوانگ»، «لای» و «لیو» در سال ۱۹۹۳م. توسعه‌یافت.

اطلاعات جمعیت‌شناختی خبرگان که پرسش‌نامه‌های پژوهش توسط آن‌ها مورد بررسی و ارجاع قرار گرفته است، در جدول ۴، نمایش داده شده است.

جدول ٤- اطلاعات جمعیت‌شناختی خبرگان

Tab. 4: Demographic information of experts

سطح تحصیلات	تعداد	میانگین تجربه مرتبط
کارشناسی‌ارشد	۴	۱۵ سال تجربه مرتبط در صنعت نفت
دکتری	۴	۱۵ سال تجربه مرتبط در صنعت نفت
دکتری	۲	۱۲ سال تجربه مرتبط در صنعت و دانشگاه

۵. یافته‌ها

۵-۱. تحلیل مضمون و تعیین معیارها

پس از انجام مطالعات کتابخانه‌ای و انجام مصاحبه با خبرگان مرتبط با موضوع تحقیق، با استفاده از روش تحلیل مضمون و انجام تجزیه و توصیف، تشریح و تفسیر متن و نهایتاً ترکیب و ادغام آن‌ها نیازمندی‌ها و ویژگی‌های پروژه‌های موردمطالعه شناسایی شد. باتوجه‌به ویژگی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید حجم مالی قابل‌تأمین، افق سرمایه‌گذاری، انعطاف‌پذیری در پذیرش تضامین، هزینهٔ تأمین مالی، زمان دسترسی به منابع مالی، ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ مالی، انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی و انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه به‌عنوان معیارهای انتخاب روش تأمین مالی تعیین گردید.

جدول ۵: معیارهای انتخاب روش تأمین مالی پروژه

Tab. 5: Criteria for choosing a project financing method

ردیف	معیارها
۱	حجم مالی قابل‌تأمین
۲	افق سرمایه‌گذاری
۳	انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین
۴	هزینهٔ تأمین مالی
۵	زمان دسترسی به منابع مالی
۶	ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ مالی
۷	انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی

۸	انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه

(منبع: یافته‌های تحقیق).

۵-۲. وزن معیارها

با بررسی داده‌های به‌دست‌آمده از پرسش‌نامه‌ها و استفاده از روش BWM، اوزان معیارهای مؤثر بر تصمیم انتخاب روش تأمین مالی به‌دست آمد. جدول ۶، اوزان معیارهای احصاء شدهٔ انتخاب روش تأمین مالی را نشان می‌دهد. باید توجه‌داشت که معیارهای ذکرشده براساس ماهیت پروژه موردمطالعه بوده است و به‌همین‌جهت در بررسی موقعیت هر یک از پروژه‌ها، باید معیارها متناسب با ماهیت پروژه‌ها بازنگری و تعریف شود. نرخ ناسازگاری نیز بین عدد ۰ و ۱ قرار دارد و مقدار آن به عدد ۰.۱۱۴ است که نشان‌دهندهٔ پایایی است.

جدول ٦: تعیین وزن معیارها

Tab. 6: Determining the weight of the criteria

معیار	وزن	رتبه
حجم مالی قابل تأمین	0.073	6
افق سرمایه‌گذاری	0.122	4
انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین	0.183	3
هزینهٔ تأمین مالی	0.023	8
زمان دسترسی به منابع مالی	0.073	7
ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ مالی	0.252	1
انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی	0.183	2
انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه	0.091	5

(منبع: یافته‌های تحقیق).

از میان معیارهای شناسایی شده برای انتخاب روش مطلوب سرمایه‌گذاری و تأمین مالی پروژه‌های نفت و گاز، ریسک‌پذیری، انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی و انعطاف‌پذیری در پذیرش تضامین بیشترین وزن را به خود اختصاص داده‌اند. افق سرمایه‌گذاری، انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه، حجم مالی قابل‌تأمین، زمان دسترسی به منابع مالی و هزینهٔ تأمین مالی نیز به‌ترتیب دارای کمترین وزن در انتخاب روش تأمین مالی پروژه‌های موردمطالعه هستند.

نمودار ۲: وزن معیارها (منبع: یافته‌های تحقیق)

Graph. 2: Weight of criteria (source: research findings)

۵-۳. تعیین انواع روش‌های تأمین مالی قابل‌استفاده در پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید

از میان روش‌های تأمین مالی نام‌برده در ادبیات تحقیق، تأمین مالی دولتی با استفاده از منابع داخلی شرکت و منابع داخل کشور شامل وام بانکی و سندیکایی از بازار پول و صندوق توسعهٔ ملی و اوراق صکوک و صندوق پروژه در بازار سرمایه قابلیت به‌کارگیری در پروژه‌های موردمطالعه را دارند که براساس نظر خبرگان به‌عنوان روش‌های قابل‌استفاده و سنجش در این تحقیق استخراج شد. با بررسی داده‌های به‌دست‌آمده از پرسش‌نامه‌ها، رتبه‌بندی روش تأمین مالی با استفاده از تکنیک TOPSIS به‌دست آمد. جدول ۷، رتبه‌بندی روش‌های مختلف تأمین مالی و روش تأمین مالی بهینهٔ جهت تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید پس از انجام محاسبات لازم در نرم‌افزار اکسل را نمایش می‌دهد.

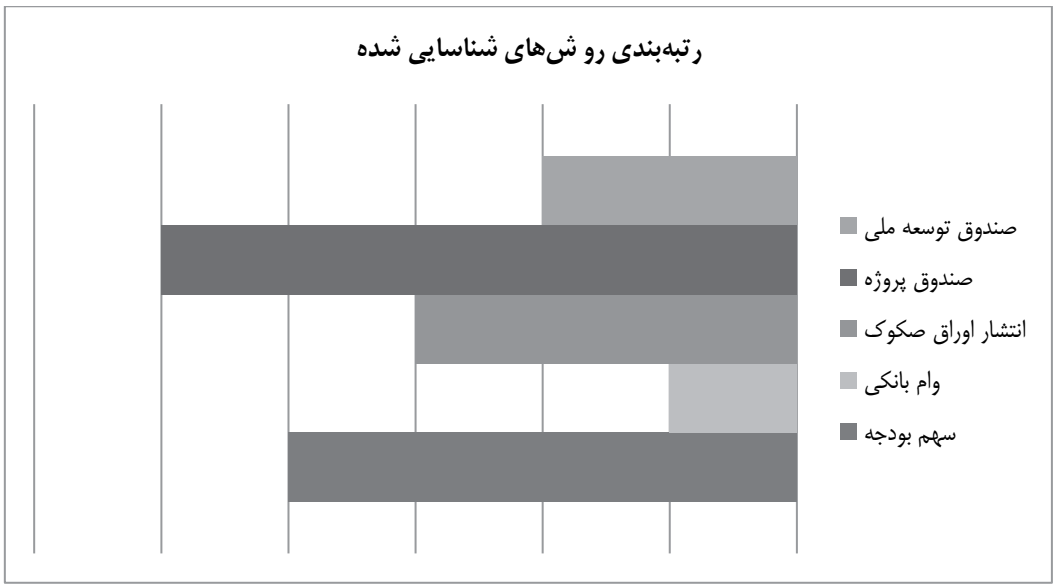
جدول ۷: امتیاز کسب شده و رتبه‌بندی گزینه‌ها

Tab. 7: Scored and ranked options

کد	عنوان	امتیاز	رتبه
CL1	سهم بودجه	0.666	2
CL2	وام بانکی	0.080	5
CL3	انتشار اوراق صکوک	0.364	3
CL4	صندوق پروژه	0.863	1
CL5	صندوق توسعه ملی	0.353	4

(منبع: یافته‌های تحقیق).

از میان گزینه‌های شناسایی شده برای سرمایه‌گذاری و تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید میادین نفت و گاز، استفاده از صندوق پروژه و منابع داخلی شرکت در قالب سهم بودجه به‌ترتیب دارای رتبه‌های اول و دوم هستند؛ هم‌چنین انتشار اوراق صکوک، صندوق توسعهٔ ملی و استفاده از وام بانکی به‌ترتیب در رتبه‌های بعدی قرار دارند.



نمودار ۳: رتبه بندی روش‌های تأمین مالی (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 3: Ranking of financing methods (source: research findings)

٦. نتیجه‌گیری

صنعت نفت و گاز مهم‌ترین منبع درآمدی کشور محسوب می‌شود و برنامه‌های توسعه‌ای کشور در حوزه‌های مختلف متکی به آن است. درآمدهای نفتی ارتباط مستقیم با میزان تولید میادین نفت و گاز دارد و ازطرفی سرمایه‌گذاری در میادین نفت و گاز برای حفظ و افزایش سطح تولید ضروری است. به‌شکل متعارف منابع مالی موردنیاز پروژه‌های صنعت نفت ازطریق منابع داخل شرکت و سرمایه‌گذاری تأمین می‌شود. در سال‌های اخیر به‌دلیل ناکافی بودن منابع مالی داخلی شرکت و محدودیت‌های ناشی از اعمال تحریم‌های ظالمانه علیه کشور، سرمایه‌گذاری کافی در صنعت نفت انجام نگرفته است. اُفت ۷-۱۰٪ میزان تولید مخازن نفت گاز ایجاب می‌کند پروژه‌های مختلفی به‌منظور نگه‌داشت و افزایش سطح تولید و هم‌چنین صیانت از آن‌ها تعریف شود تا علاوه‌بر جلوگیری از کاهش سطح تولید و به‌تبع آن درآمدهای نفتی و کمبود انرژی، برداشت بهینه و حداکثر ارزش اقتصادی تولید از منابع نفتی در طول عمر آن‌ها محقق شود. برای انتخاب روش سرمایه‌گذاری و تأمین مالی مطلوب، می‌بایست سیستم تأمین مالی را با درنظر داشتن الزامات و نیازمندی‌های پروژه طراحی کرد، به‌نحوی‌که در تطابق با مقررات موجود در این حوزه و ساز وکار بازار پول و سرمایه باشد. پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید

معمولاً از ریسک فنی بالایی برخوردار نبوده و بنابر تعاریف موجود در صنعت نفت، به‌لحاظ حجم منابع مالی موردنیاز، در دستهٔ پروژه‌های کوچک قرار می‌گیرند؛ هم‌چنین مدت‌زمان اجرای آن‌ها نسبتاً کوتاه بوده و فناوری‌های مورد نیاز آن‌ها در دسترس می‌باشد. عمده فعالیت‌های این پروژه‌ها در بخش‌های تحت‌الارض و سطح‌الارض شامل: حفر چاه‌های جدید و تعمیری، احداث خطوط لولهٔ جریانی و انتقال، احداث یا توسعهٔ ایستگاه‌های پمپاژ و یا تزریق گاز، جمع‌آوری گازهای همراه، واحدهای تفکیک‌گر و مخازن، و غیره است. با توجه به مطالعات امکان‌سنجی و میزان شناخت کارفرما از پروژه، به‌طور معمول برای واگذاری پروژه از روش EPD یا EPC استفاده می‌شود. از میان روش‌های تأمین مالی، روش تأمین مالی دولتی (تضمین‌کنندهٔ بازپرداخت) با استفاده از منابع داخلی شرکت و منابع داخل کشور شامل: وام بانکی و سندیکایی از بازار پول و صندوق توسعهٔ ملی و اوراق صکوک و صندوق پروژه در بازار سرمایه قابلیت به‌کارگیری در پروژه‌های موردمطالعه را دارند. از مجموع هشت معیار شناسایی شده در این تحقیق، ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ منابع مالی، انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی و انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین به‌ترتیب بالاترین وزن‌های نسبی را به‌دست آورده‌اند و به‌دنبال این معیارهای افق سرمایه‌گذاری، انطباق زمان پرداخت منابع مالی با دورهٔ ساخت پروژه، زمان دسترسی به منابع مالی، حجم مالی قابل‌تأمین، هزینهٔ تأمین مالی به‌ترتیب وزن‌های نسبی کمتری را به خود اختصاص داده‌اند. نتایج این ارزیابی اهمیت معیارهای ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ منابع مالی، انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی و انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین جهت انتخاب روش تأمین مالی مناسب را در انتخاب روش تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید نشان می‌دهد. درنهایت از بین منابع شناسایی‌شده جهت تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید میادین نفت و گاز، تأمین منابع مالی ازطریق صندوق پروژه، منابع داخل شرکت و اوراق صکوک، به‌ترتیب به‌عنوان روش‌های برتر مشخص شدند؛ هم‌چنین استفاده از صندوق توسعهٔ ملی و وام‌های بانکی به‌عنوان اولویت‌های بعدی قرار دارند. اگرچه روش‌های اخیر می‌توانند به‌عنوان بدیل‌های مناسبی محسوب گردند، اما اوزان نهایی معیارها منجر به برتری سایر روش‌ها نسبت به آن‌ها شده است؛ به‌طورکلی به‌جهت منحصربه‌فرد بودن هر پروژه و قرارداد، نمی‌توان به‌طور قطع نسخهٔ قابل‌اعتمادی را به‌عنوان بهترین روش تأمین مالی توصیه نمود. در مطالعات پیشین نیز پژوهش مرتبط با رتبه‌بندی روش‌های تأمین مالی پروژه‌های نگه‌داشت و افزایش تولید میادین نفت و گاز یافت نشد؛ اما نتایج این تحقیق اهمیت و توجه به معیارهای ریسک‌پذیری تأمین‌کنندهٔ منابع مالی، انطباق زمان بازپرداخت با جریان نقدی خروجی و انعطاف‌پذیری پذیرش تضامین در انتخاب روش تأمین مالی و تأثیر این عوامل بر انتخاب روش‌هایی که بالقوه از ظرفیت بالاتری در این شاخص‌ها برخوردارند، را تأیید می‌کند.

سپاسگزاری

در پایان برخود لازم می‌دانیم که از همکاری کارشناسان شرکت ملی مناطق نفت خیز جنوب برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نماییم.

درصد مشارکت نویسندگان

در این پژوهش، نویسندهٔ اول: ۶۰ ٪ (بخش‌های بیان مسأله، روش تحقیق، تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق) و نویسندهٔ دوم: ۴۰٪ (ادبیات نظری وچارچوب نظری) مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

اینجانب سیدعبداله رضوی، نویسندهٔ مسئول، ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارم.

کتابنامه

– ابراهیم‌پور، حبیب؛ حسن‌زاده، محمد؛ عسگری‌نژادنوری، باقر؛ و معتمدی، سمیرا، (۱۳۹۵). «مفهوم هزینهٔ سرمایه، انواع روش‌های تأمین مالی و نظریات مرتبط با آن‌ها». *دومین کنفرانس بین المللی حسابداری، مدیریت و نوآوری در کسب و کار*، رشت. https://civilica.com/doc/559534

– امامی‌میبدی، علی، (۱۳۹۸). «شناسایی و اولویت‌بندی استراتژی‌های بهبود نظام تأمین مالی صنایع نفت و گاز ایران». *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۵ (۶۲): ۱۹–۳۵. https://iiesj.ir/article-1-1066-fa.html

– ایمانی‌مرکید، مقصود؛ و درویشی، نعیمه، (۱۴۰۰). «منابع، روش‌ها و قراردادهای تأمین مالی در پروژه‌های نفت و گاز». *دوفصلنامهٔ تخصصی حقوق قراردادها و فناوری های نوین*، ۲ (۳): ۳۱–۵۸. DOI: 10.22133/CLJ.2021.278205.1052

– بابالویان، شهرام، (۱۳۹۹). *آشنایی با مدل‌ها و روش‌های تأمین مالی شرکت‌ها: با تأکید بر روش‌های نوین تأمین مالی از طریق بازار سرمایه*. تهران: آکادمی مالی شرکت گروه سرمایه‌گذاری امید.

– جمالی، داوود، (۱۴۰۰). *سیستم تأمین مالی پروژه*. تهران: فدک اساتیس.

– حاجیان، محمدمهدی؛ و سلیمی، سیده شیدا، (۱۳۹۹). «مدیریت و توزیع ریسک در قراردادهای نفت و گاز از طریق شروط قراردادی». *فصلنامهٔ دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۳ (۳): ۱۷۷–۱۹۲. doi: 10.48300/jlr.2020.12070

– دهقانی، تورج، (۱۳۹۸). *سرمایه‌گذاری و تأمین مالی پروژه‌های نفت و گاز*. تهران: مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.

– رهبر باغبانی، جواد؛ شهبازی، طاهره؛ و فانی، نیر، (۱۳۹۴). «الگوهای محاسبهٔ هزینه سرمایه». *کنفرانس بین المللی پژوهش های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری*. https://www.sid.ir/paper/868237/fa

– رضوی، سید عبداله؛ و جوادی، سید محمد، (۱۴۰۲). «ارزیابی عملکرد صندوق پالایشی: بررسی چالش‌ها و ارائه راهکارها». اقتصاد پولی مالی، ۳۰(۲۶): ۸۷–۵۶ . doi: 10.22067/mfe.2024.80549.1273

– زبوری، امینه؛ محمدی‌خیاره، محسن؛ و مظهری، رضا، (۱۳۹۹)، «مروری نظام مند بر عوامل مؤثر در دسترسی به تأمین مالی فعالیت های کارآفرینی». *فصلنامهٔ سیاست نامه علم و فناوری*، ۱۰ (۳): ۷۵-۵۵. DOR: 20.1001.1.24767220.1399.10.3.6.1

– شعری‌آناقیز، صابر؛ و قربانی، ناهید، (۱۳۹۴). «رابطهٔ انعطاف پذیری با عملکرد شرکت های سرمایه‌گذاری در ایران از منظر بازار». *پژوهش‌های تجربی حسابدار*، ۴ (۱۵): ۱۸۰-۱۶۵. doi: 10.22051/jera.2015.1999

– شکوهی، محمدرضا؛ و ریاض، زینب (۱۴۰۱). «تأمین مالی صنایع نفت، گاز و پتروشیمی از طریق صکوک استصناع». *ماهنامه علمی اکتشاف و تولید نفت و گاز*، ۱۴۰۱ (۱۹۸): ۶۷-۷۲. DOR: 20.1001.1.25381652.1401.1401.198.9.5

– صادقی شاهدانی، مهدی؛ و نوروزی، احمد، (۱۳۹۹). «راهبرد تأمین مالی پروژه های نفتی در چارچوب نظام رمزارزها». *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، ۹ (۳۴): ۱۳۳-۱۶۴. https://econrahbord.csr.ir/article_122035.html?lang=fa

– عبدی، صادق؛ و سالاری، محمد امین، (۱۴۰۰). «بررسی انواع قراردادهای تأمین مالی پروژه های بخش انرژی با تاکید بر تأمین مالی از طریق عواید پروژه». *فصلنامهٔ دانش سرمایه گذاری*، ۱۳(۳): ۱۷۷-۱۹۲. https://jik.srbiau.ac.ir/article_22523.html?lang=en

– کاظمی‌نجف‌آبادی، عباس؛ حاجیان، محمدمهدی؛ و آشتیانی، محمدرضا، (۱۴۰۱). «راهکاری برای تأمین مالی در صنعت بالادستی صنعت نفت و گاز با استفاده از صندوق سرمایه‌گذاری پروژه». *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۸: ۱۷۳-۲۰۵. http://iiesj.ir/article-1-1497-fa.html

– محمدی‌نائینی، سعید، (۱۳۹۱). «ارائه مکانیزم بودجه بندی انطباقی فنی – مالی جهت مدیریت تأمین مالی پروژه های ساخت». *سومین کنفرانس بین‌المللی صنعت احداث، تهران*. https://civilica.com/doc/173844

– موسوی، سید عباس؛ و حدادی، جواد، (۱۳۹۳). *تأمین مالی صنعت نفت از طریق ابزارهای مالی اسلامی*. تهران: هزارهٔ سوم اندیشه.

- Abdi, S. & Dalarian, M. A., (2024). “An overview of contractual methods of financing energy projects with emphasis on Project revenues”. *Journal of Investment Knowledge*, 13(51): 177-192. https://jik.srbiau.ac.ir/article_22523.html?lang=en (In Persian)

- Babaluyan, S., (2019). *Getting to know the models and methods of financing companies: with an emphasis on new methods of financing through the capital market*. Tehran: Financial Academy of Omid Investment Group Company.(In Persian)

- Brealy, R. & Myers, S., (2006). *Principles of corporate finance*, sixth Edition, New York: Irwin McGraw-Hill.

Dehghani, T., (2018). *Investment and financing of oil and gas projects*. Tehran: Institute of International Energy Studies. (In Persian)

- Ebrahimi, S. N. & Shiravi Khouzani, A., (2003). "The Contractual Form Of Iran Buy Back Contracts In Comoarsion With Production Sharing And Service Contract". *SPE Middle East Oil and Gas Show and Conference. https://scholar.google.com/citations?view_op=view_citation&hl=en&user=i0L4r6MAAAAJ&citation_for_view=i0L4r6MAAAAJ:YsMSGLbcyi4C*

- Ebrahimpour, H.; Hassanzadeh, M.; Asgari Nejad Noori, B. & Motamedi, S., (2015). "The concept of capital cost, types of financing methods and theories related to them". *The second international conference on accounting, management and innovation in business*, Rasht. https://civilica.com/doc/559534/ (In Persian)

- Emami Meibodi, A., (2019). "Identifying and Prioritizing Strategies for Improving Financing Systems of Iran's Oil and Gas Industry". *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*. 15 (62) :19-35. http://iiesj.ir/article-1-1066-fa.html (In Persian)

- Esty, B. C., (2004). *Modern Project Finance: A Case Book*. New York: John Wiley & Sons.

- Hajian, M. & Salimi, S. S., (2020). "Management and Efficient Distribution of Risk in Oil and Gas Contracts through Contractual Clauses". *Journal of Legal Research*, 19(44): 213-249. doi: 10.48300/jlr.2020.120704 (In Persian)

- Imani Markid, M. & Darvishi, N., (2021). "Sources, Methods, and Financing Contracts in Oil and Gas Projects". *ModernTechnologies Law*, *2*(3): 31-58. DOI: 10.22133/clj.2021.278205.1052

- Jamali, D., (2021). *Project financing system*. Tehran: Fadak Isatis. (In Persian)

- Joslim, S. M.; Priebsch, M. & Singlton, K., (2009). "Risk premium accounting in macro-daynamic term structure modle". *Working paper,* Sanford university https://api.semanticscholar.org/CorpusID:15901893

- Kabogo, R. E & Rusibana, C., (2021), "Project Fund Management and Performance of Great Lakes Trade Facilitation Project of Minicom, Rwanda". *Journal of Entrepreneurship & Project Management*. 5(2): 46-67 https://stratfordjournals.org/journals/index.php/journal-of-entrepreneurship-proj/article/view/811

- Kazeminajafabadi, A.; Ameri, F. & Ashtiani, M., (2022). "A solution for financing the upstream oil and gas industry using the project fund". *Quarterly Journal of Energy Economics Studies,* 18 (75): 173-205 http://iiesj.ir/article-1-1497-fa.html. (In Persian)

- Merna, T. & Dubey, R., (1998). *Financial Engineering in the Procurement of Project*. Hong Kong: Asia Law and practice Publishing.

- Mohammadi Naini, S., (2011). "Presentation of technical-financial adaptive budgeting mechanism to manage the financing of construction projects". *The third*

international conference of construction industry, Tehran. https://civilica.com/doc/173844 (In Persian)

- Mousavi, S. A. & Haddadi, J., (2013). *Financing the oil industry through Islamic financial instruments*. Tehran: Third Millennium of Thought.(In Persian)

- Perotti, E. & Spier, K., (1993). "Capital structure as a bargaining tool: the role of leverage in contract renegotiation". *American Economic Review*, 83(5): 1131--1141. https://www.jstor.org/stable/2117552

- Rahbar Baghbani, J.; Shahbazi, T. & Fani, N., (2014). "Models for calculating the cost of capital". *International conference on new researches in management, economy and accounting.* https://www.sid.ir/paper/868237/fa (In Persian)

- Razavi, S. A. & Javadi, S. M., (2023). "Evaluation of the performance of the Refinery Fund: Examining the challenges and providing solutions". *Monetary & Financial Economics*, 30(26): 56-87. doi: 10.22067/mfe.2024.80549.1273 (In Persian)

- Sadeghi Shahdani, M. & Norouzi, A., (2020). "Oil and gas financing strategy in the framework of cryptocurrencies". *Economic Strategy*, 9 (34): 133-164. https://econrahbord.csr.ir/article_122035.html?lang=fa (In Persian)

- Sheppard, R.; Klaudy, S. & Kumar, G., (2006). Financing Infrastructure In Africa. https://scholar.google.com/citations?view_op=view_citation&hl=en&user=i0L4r6MAAAAJ&citation_for_view=i0L4r6MAAAAJ:YsMSGLbcyi4C

- Sheri Anaghiz, S. & Ghorbauni, N., (2015). "The Relation between Financial Flexibility and Performance of Iranian Investment Firms from the Market Point of View". *Empirical Research in Accounting*, 5(1): 165-180. doi: 10.22051/jera.2015.1999 (In Persian)

- Shokohi, M. R. & Riaz, Z., (2022). "Financing of oil, gas and petrochemical industries through Istisnaa sukuk". *Scientific Monthly of Oil and Gas Exploration and Production*, 1401(198): 67-72. DOR: 20.1001.1.25381652.1401.1401.198.9.5 (In Persian)

- Tinsley, C., R., (2000). *Advanced Project Financing: Structuring Risk*. 1st editio. London: euromoney Books.

- Zaboory, A.; Mohammadi Khiareh, M. & Mazhari, R., (2020). "A systematic review of the factors affecting access to finance in entrepreneurial activities". *Science and Technology Policy Letters*, 10(3): 55-75. DOR: 20.1001.1.24767220.1399.10.3.6.1 (In Persian)

Vol. 13, No. 49, Spring (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

Analysis of the Effect of Inflation on Unemployment in the Provinces of Iran: A Spatial Econometric Approach

Ali Younessi[1], Amir Ali Farhang[2], Vahid Nikpey Pesyan[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27865.3594
Received: 2023.05.23; Accepted: 2023.06.16
Pp: 99-129

Abstract

Inflation is one of the main issues in macroeconomics and one of the main concerns of many countries. In recent years, the existence of rapid inflation due to economic sanctions and the lack of injection of oil revenues has weakened the performance of macro variables, including the increase in the unemployment rate and its spillover effects on all the provinces of the country, especially the underdeveloped and poor provinces. Is. Therefore, it is necessary to examine the effective factors in the direction of control, stability of the inflation rate, and chronic reduction of the unemployment rate. Therefore, the current research aims to analyze the spatial effect of inflation on unemployment in the provinces of Iran with a spatial econometric approach during the period of 2006-2021. Before estimating the spatial model, spatial spillover effects for the spatial auto regression model were confirmed using Moran's, Jerry C's, and spatial F tests. Based on the obtained results, the inflation rate and its proximity effects have negative and significant effects on the unemployment rate of the studied provinces. According to other results, it has been observed that the gross domestic product and credits for the acquisition of capital (construction) assets and the logarithm of human capital have a positive and significant effect on reducing the unemployment rate; meanwhile, the wage rate has a negative and significant relationship with the reduction of the unemployment rate in the provinces. It is suggested to move simultaneously in the direction of stabilizing the inflation rate and increasing the employment rate to increase the competitiveness of production for the less developed and poor provinces.

Keywords: Unemployment Rate, Inflation Rate, Spatial Effects, Iranian Provinces.
JEL Classification: E24, E31, C33.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: s_farhang@pnu.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran
3. PhD student in Economics, Department of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran

Citations: Younessi, A.; Farhang, A. & Nikpey Pesyan, V., (2024). "Analysis of the Effect of Inflation on Unemployment in the Provinces of Iran: A Spatial Econometric Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 99-129. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27865.3594
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5157.html?lang=en

1. Introduction

The increasing unemployment has caused various economic, social and cultural problems in the society. Also, inflation is generally considered to mean a disproportionate increase in the general price level, which imposes serious costs on the society. These two variables are socially important for policymakers (Jaafari Samimi et al., 2014). The high values of both of these variables are considered negative from the point of view of the society and as a result from the point of view of the policy maker. Therefore, the policy maker aims to lower these two variables. The relationship between inflation and unemployment has always been questioned. One of the first theories in this matter was put forward by Phillips, who stated that there is a trade-off relationship between unemployment and inflation, which means that as the unemployment rate decreases, the inflation rate increases and vice versa, but since the beginning of the 1970s, unemployment and inflation went together. And the emergence of inflationary stagnation destroyed this exchange relationship (Ganika and Putra, 2022).

Trying to control inflation, keeping unemployment low is still a difficult task for developed countries as well as developing countries. Whether the unemployment rate can be stabilized by increasing the aggregate demand for mobility through fiscal or monetary policies, or without increasing the price level, is an issue that has been widely debated in the economic literature since Keynes (1936). Macro has been discussed. Especially after Phillips (1958), where the Phillips curve was used by Phillips (1968). Friedman (1968), Lucas and Rapp (1969); Lucas (1976); Bruner et al. (1976); Layard and Nickel (1986, 1990), Blanch and Oswald (1994), Grubb (1986), Cross (1988), and Pissarides (2013); and recently Blanchard (2016) for the analysis of aggregate demand and aggregate supply in macroeconomic models. Therefore, the effects of examining both variables in the economy of all countries in the world are of particular importance.

2. Methodology

In spatial econometrics, spatial effects are added to the performance of periodic or complex regression models (panels). Therefore, in spatial econometrics, sample information has a spatial component. When data has a spatial component, two issues can be discussed: (1) Spatial dependence, and (2) Spatial heterogeneity. Before estimating spatial panel models, we need to perform spatial dependence tests and to check the existence of autocorrelation between disturbance terms. The existence of spatial coherence between observations and spatial autocorrelation between disturbance terms indicates the need to use spatial panel models. To do this, Moran, Jerry C, and Jetis Ord J tests are used. The Moran test examines the assumption of spatial autocorrelation between disturbance terms. In spatial econometric models, to model spatial reactions, it is necessary to select the numerical value of spatial directions. For this purpose, we have two sources of assumptions: (1) Position on the coordinate plane, which is expressed by latitude and longitude, so that the distance of

any point in the location, or distance of any observation located at any point relative to fixed or central points or observations can be calculated. (2) The source of spatial information is neighborhood and neighborhood, which expresses the relative location in the space of an observed peripheral unit, compared to other such scales.

3. Conclusion

In this study, the spatial effect of inflation on unemployment in the provinces of Iran for the period of 2015-2016 was investigated with a spatial econometric approach. First, in order to check the diagnosis of spatial dependence, the spatial dependence of the provinces was confirmed by the Moran, Jerry C and F tests, and based on the significance of the above tests, the research model was estimated in the framework of spatial auto regression. According to the research results, the inflation rate shows negative effects on the increase in the unemployment rate of these provinces, and this result is consistent with the results of other studies such as Mangapuram (2022), Meloni (2022), Popescu and Diacono (2022), Melabi et al. (1400) and Naqdi et al. According to other results, it has been observed that the gross domestic product and credits for the acquisition of capital assets (construction) and the logarithm of human capital have a positive and significant effect on reducing the unemployment rate; meanwhile, the wage rate has a negative and significant relationship with the reduction of the unemployment rate in the provinces.

Inflation and unemployment rates in Iran's economy are far higher than the optimal rates, and this causes its effects to spill over to less developed provinces and weaken the performance of macro variables in the economy. In order to reduce inflation and unemployment in all the provinces of the country, it is necessary to pay attention to the economic environment that governs the country, because it is possible to try to reduce inflation and unemployment with different economic policies, but how are the existing conditions? It will determine the necessary tools to solve the problem. An economy that has a natural unemployment rate and an economy that has an unemployment rate beyond the natural unemployment rate cannot reduce unemployment with similar methods. Therefore, considering the results of the research, it is suggested:

1- Simultaneous movement in the direction of stabilizing the inflation rate and increasing the employment rate with the aim of increasing the competitiveness of production for less developed and poor provinces.

2- Controlling government spending and controlling the current budget of developed provinces and increasing the construction budget of underdeveloped provinces in order to improve the economic infrastructure with the aim of increasing employment.

3- Policies have been carried out to control inflation and production in other sectors, especially industrial production sectors that need educated young workers, should replace oil revenues. This causes less shocks and fluctuations to the economy and reduces inflationary fluctuations and its negative effects.

4- Relatively increasing the balanced view of all the provinces of the country with the aim of reducing government expenditures, improving income distribution, reducing the class gap and increasing the level of employment.

Acknowledgments

In the end, the author of this study considers it necessary to thank and appreciate the respected reviewers of the article who have helped a lot to improve the text and also, the research method.

Observation Contribution

In the present study, the first and second authors contributed 33% and the third author contributed 34%.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
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.

تحلیل اثر تورم بر بیکاری در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

علی یونسی[۱]، امیرعلی فرهنگ[۲]، وحید نیک‌پی‌پسیان[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27865.3594
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۰۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۴
صص: ۱۲۹-۹۹

چکیده

تورم یکی از موضوعات اصلی در اقتصاد کلان و یکی از دغدغه‌های اصلی بسیاری از کشورها است. در سال‌های اخیر وجود تورم شتابان به‌دلیل تحریم‌های اقتصادی و عدم تزریق درآمدهای نفتی موجب تضعیف عملکردهای متغیرهای کلان ازجمله افزایش نرخ بیکاری و سرریز اثرات آن بر تمامی استان‌های کشور علی‌الخصوص استان‌های توسعه‌نیافته و فقیر شده است؛ بنابراین، لازم است عوامل مؤثر در جهت کنترل، ثبات نرخ تورم و کاهش مزمن نرخ بیکاری مورد بررسی قرار گیرد. از این‌رو، هدف پژوهش حاضر، تحلیل اثر فضایی تورم بر بیکاری در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی طی بازه زمانی ۹۹-۱۳۸۵ است. پیش از تخمین مدل فضایی، با استفاده از آزمون‌های وابستگی تشخیصی فضایی موران، جری سی و F فضایی اثرات سرریز فضایی برای الگوی خودرگرسیون فضایی مورد تأیید قرار گرفت. براساس نتایج به‌دست آمده، نرخ تورم و اثرات مجاورت آن، اثرات منفی و معنی‌داری بر نرخ بیکاری استان‌های موردمطالعه دارد. با توجه به سایر نتایج، مشاهده‌شده است که تولید ناخالص داخلی و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) و لگاریتم سرمایهٔ انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر کاهش نرخ بیکاری دارند؛ درحالی‌که، نرخ دستمزد، دارای رابطهٔ منفی و معنی‌داری با کاهش نرخ بیکاری استان‌ها دارند. حرکت هم‌زمان در جهت راستای ثبات نرخ تورم و افزایش میزان اشتغال با هدف افزایش توان رقابتی تولید برای استان‌های کمتر توسعه‌یافته و فقیر پیشنهاد می‌گردد.

کلیدواژگان: نرخ بیکاری، نرخ تورم، اثرات فضایی، استان‌های ایران.
طبقه‌بندی JEL: E24, E31, C33.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: a_younessi@pnu.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
Email: s_farhang@pnu.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری توسعهٔ اقتصادی، گروه اقتصاد و مدیریت، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
Email: v.nikpey@urmia.ac.ir

ارجاع به مقاله: یونسی، علی؛ فرهنگ، امیرعلی؛ و نیک‌پی‌پسیان، وحید، (۱۴۰۳). «تحلیل اثر تورم بر بیکاری در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۹۹-۱۲۹. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27865.3594
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5157.html?lang=fa

۱. مقدمه

گسترش روزافزون بیکاری باعث مشکلات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی مختلفی در جامعه گردیده است. هم‌چنین تورم عموماً به معنی افزایش غیر متناسب سطح عمومی قیمت درنظر گرفته می‌شود که هزینه‌های جدی بر جامعه تحمیل می‌نماید. این دو متغیر از نظر اجتماعی برای سیاست‌گذار اهمیت دارند (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۴). بالا بودن مقادیر هر دوی این متغیرها ازنظر افراد جامعه و در نتیجه ازنظر سیاست‌گذار، منفی ارزیابی می‌شود. بنابراین سیاست‌گذار هدف خود را پایین آوردن این دو متغیر قرار می‌دهد. رابطهٔ تورم و بیکاری همواره مورد سؤال بوده و هست. یکی از اولین نظریات در این مورد را «فیلیپس»[1] مطرح کرد که بیان می‌داشت یک رابطهٔ مبادله بین بیکاری و تورم وجود دارد؛ بدین‌معنی‌که با کاهش نرخ بیکاری، نرخ تورم بالا می‌رود و بالعکس، اما با آغاز دههٔ ۱۹۷۰م. بیکاری و تورم با یک‌دیگر توأم شدند و پیدایش رکود تورمی این رابطهٔ مبادله را از بین برد (گانیکا و پوترا[2]، ۲۰۲۲).

تلاش برای کنترل تورم، پایین نگه‌داشتن بیکاری هنوز هم برای کشورهای توسعه‌یافته و هم‌چنین کشورهای درحال توسعه کار دشواری است. این‌که آیا نرخ بیکاری را می‌توان با افزایش تقاضای کلی برای تحرک و از طریق سیاست‌های مالی یا پولی، یا بدون افزایش سطح قیمت‌ها تثبیت کرد، موضوعی است که از زمان «کینز»[3] (۱۹۳۶) به‌طور گسترده در ادبیات اقتصاد کلان مورد بحث قرار گرفته است؛ به‌ویژه پس از فیلیپس (۱۹۵۸)، جایی‌که منحنی فیلیپس توسط «فلپس»[4] (۱۹۶۸) استفاده شده است. «فریدمن»[5] (۱۹۶۸)، «لوکاس» و «رپ»[6] (۱۹۶۹)، «لوکاس»[7] (۱۹۷۶)، «برونر» و همکاران[8] (۱۹۷۶)، «لایارد» و «نیکل»[9] (۱۹۸۶؛ ۱۹۹۰)، «بلانچ» و «اسوالد»[10] (۱۹۹۴)، «گراب»[11] (۱۹۸۶)، «کراس»[12] (۱۹۸۸) و «پیساریدس»[13] (۲۰۱۳)، و اخیراً «بلانچارد»[14] (۲۰۱۶) برای تحلیل تقاضای کل و عرضهٔ کل در مدل‌های اقتصاد کلان؛ لذا اثرات بررسی هر دو متغیر در اقتصاد تمامی کشورهای دنیا از اهمیت خاصی برخوردار است.

در کشورهای درحال توسعه، ازجمله ایران، به‌دلیل ساختار اقتصاد آن در دوره‌های گوناگون، نرخ بالای بیکاری و تورم به‌عنوان یک معضل اقتصادی مطرح بوده و در دهه‌های اخیر، این کشور با نرخ‌های بالای بیکاری و عدم ثبات اقتصادی مواجه است. امروزه در سیاست‌گذاری‌های کلان کشورها، کاهش نرخ بیکاری توأم با ثبات اقتصادی به‌عنوان راهبردی اساسی برای دولت‌مردان مدنظر است (امینی و مرادزاده، ۱۳۹۴).

---

1. Philips
2. Ganika & Putra
3. Keynes
4. Phelps
5. Friedman
6. Lucas and Rapping
7. Lucas
8. Brunner et al
9. Layard and Nickel
10. Blanch and Oswald
11. Grubb
12. Cross
13. Pissarides
14. Blanchard

با توجه به اطلاعات مرکز آمار ایران، بیشترین نرخ بیکاری برای استان‌های کردستان با ۲۰، کرمانشاه ۱۷/۹، لرستان ۱۶/۸، هرمزگان ۱۵/۸، چهارمحال و بختیاری ۱۵/۳، آذربایجان غربی ۱۴/۵، یزد ۱۳/۳، سیستان و بلوچستان ۱۳/۱، خوزستان ۱۲/۴ و کرمان ۱۱/۲ درصد است. میانگین نرخ بیکاری برای کشور در حدود ۱۰/۶٪ بوده، درحالی‌که نرخ بیکاری ۱۷ استان بیشتر از نرخ بیکاری کل کشور است؛ لذا، جهت هدف‌گذاری دقیق پیرامون بیکاری توأم با ثبات نرخ تورم، لازم است که نرخ بهینهٔ بیکاری را در اقتصاد به‌صورت پویا تعیین نمود و سپس در مسیر دست‌یابی به آن حرکت کرد و اثرات مفید اقتصادی و اجتماعی آن را بر استان‌هایی که در معرض تورم و بیکاری بالا هستند، سرریز نمود.

از این‌رو، از طرفی با توجه به حجم بالای نرخ بیکاری در اغلب استان‌های کشور و ازطرفی دیگر افزایش مزمن نرخ تورم در سال‌های اخیر، جهت کاهش اثرات نرخ تورم و بیکاری با هدف نیل به رشد و توسعهٔ اقتصادی و افزایش اشتغال در استان‌های ایران، به‌ویژه استان‌های کمتر توسعه‌یافته و فقیر، می‌توان اثرات آن را بر استان‌های با نرخ بیکاری بالا سرریز نمود و موجب افزایش رشد اقتصادی، افزایش تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ بیکاری و ثبات هرچه بیشتر در استان‌های کشور شد؛ بنابراین پرسش‌هایی که در پژوهش حاضر، با توجه اهمیت موضوع شکل می‌گیرد، به‌صورت ذیل می‌باشد:

۱- آیا نرخ تورم دارای اثرات مستقیم بر نرخ بیکاری استان‌های کشور (مناطق هدف) دارد؟ ۲- آیا نرخ تورم دارای اثرات غیرمستقیم (سرریز فضایی) بر نرخ بیکاری استان‌های کشور (مناطق مجاور) دارد؟

به‌منظور پاسخ به پرسش‌های مطرح شده در قسمت بعدی مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه با تبیین الگوی مطالعه، داده‌های فضایی و مدل پژوهش تشریح می‌گردد. در بخش پنجم، نتایج تجربی مدل ارائه و درنهایت در بخش آخر به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها خواهد پرداخت.

۲. مروری بر ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

برای مدت معینی، اقتصاددانان معتقد بودند که بین نرخ تورم و نرخ بیکاری رابطهٔ کارکردی وجود دارد، به این‌معنا که اشتغال کامل باعث تورم می‌شود. این رابطهٔ منفی که به «منحنی فیلیپس» معروف است، از دههٔ ۱۹۷۰، زمانی‌که تورم بالا با بیکاری بالا هم‌زیستی داشت، نه‌تنها در میان محققان، بلکه بین سیاست‌گذاران نیز به بحث‌ها و معضلات زیادی منجر شد (پوپسکو و دیاکونو[1]، ۲۰۲۲).

در طول زمان، بیکاری از دیدگاه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفت و محققان توضیحات متعددی را برای تکامل و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن ارائه کردند. باوجود این تنوع رویکردها، توافق شد که چرخه‌های تجاری تأثیر زیادی بر تغییرات نرخ بیکاری دارند: از کاهش قابل توجه در طول فاز توسعه تا افزایش زیاد در دورهٔ رکود. «اسمیت و زوگا»[2] (۲۰۰۷) به‌عنوان مثال، بحران انرژی از دههٔ ۱۹۷۰م. در ایالات متحده و شوک‌های قیمت نفت در اوایل دههٔ ۱۹۹۰م. را ارائه کردند. «سنله» و «لیوتی»[3] (۲۰۱۵) با اشاره به آخرین بحران مالی و اقتصادی جهانی، به نرخ

---

1. Popescu & Diaconu
2. Smith and Zoega
3. Canale and Liotti

بالای بیکاری در منطقهٔ یورو به‌ویژه در اسپانیا و یونان اشاره کردند. علاوه‌بر این، «گوریری»[1] (۲۰۱۳) تأکید کرد که در شرایط آخرین رکود جهانی، بیکاری نه‌تنها جمعیت جوان اتحادیهٔ اروپا را بیشتر از سایر گروه‌های سنی تحت‌تأثیر قرار داد، بلکه باعث ایجاد تفکیک بین اروپای شمالی و جنوبی شد. آخرین منطقه‌ای که با نرخ‌های بالاتر بیکاری مواجه است. با به چالش کشیدن این عدم تعادل بزرگ در بازار کار اتحادیهٔ اروپا، بسیاری از تحقیقات سعی در ارائه توصیه‌های سیاستی برای کاهش بیکاری در منطقهٔ یورو داشتند (دی گراوه[2]، ۲۰۱۶؛ وردوگو[3]، ۲۰۱۶).

جنبه‌های مربوط به افزایش قیمت و تورم نیز موردتوجه بسیاری ازسوی محققین و متخصصان قرار گرفت. چالشی بی‌سابقه در اواخر دههٔ ۱۹۷۰ و آغاز دههٔ ۱۹۸۰م. رخداد، زمانی‌که کشورهای اروپای غربی در حفظ ثبات قیمت، امنیت شغلی و سطح بالای رفاه با مشکلات جدی مواجه شدند. در آن‌لحظه، نرخ‌های فزآیندهٔ تورم نتیجهٔ انفجار دستمزدها از اواخر دههٔ ۱۹۶۰م. درنظر گرفته شد (بولتو[4]، ۱۹۸۲). محققان دیگر استدلال کردند که تورم شتابان در کشورهای اروپایی نیز تحت‌تأثیر افزایش قابل‌توجه تعداد مشاغل و امنیت درآمد در دورهٔ پس از جنگ بود (اشمیت[5]، ۱۹۸۶).

مطالعات متعددی بر رابطهٔ بین تورم و بیکاری در مورد کشورهای اروپایی متمرکز شده است؛ «موسو» و همکاران[6] (۲۰۰۹) این رابطه را ازمنظر میانگین متغیر زمانی تورم در منطقهٔ یورو تحلیل کردند و به این نتیجه رسیدند که بین این متغیر و شکاف تولید، غیرخطی معناداری وجود ندارد. در همین‌حال، «اوندر»[7] (۲۰۰۹) دریافت که منحنی فیلیپس درمورد ترکیه غیرخطی است. همین نتیجه، که نشان‌دهندهٔ غیرخطی بودن منحنی فیلیپس در استرالیا و سوئد است، توسط «الیسون»[8] (۲۰۰۱) به‌دست آمد.

چند تحقیق، رابطهٔ بین تورم و بیکاری را برای کشورهای G7 بررسی کردند؛ با این‌حال، نه‌تنها روش‌های تحقیق مورداستفاده متفاوت است، بلکه یافته‌ها پراکنده و گاه مبهم هستند. «سیفرید» و «یوینگ»[9] (۲۰۰۱) نشان می‌دهند که تورم تنها در کانادا، فرانسه، ایتالیا و ایالات متحده اثر کوتاه‌مدتی بر نرخ بیکاری داشته است. در همین‌حال، در بلندمدت، هیچ معامله‌ای مشاهده نشد. «تورنتون»[10] (۱۹۸۸) اشاره کرد که از بین تمام کشورهای گروه ۷، تنها در آلمان و ایتالیا، تغییر تورم بر تغییرپذیری تولید صنعتی در دورهٔ ۱۹۵۵–۱۹۸۴م. تأثیر گذاشت. وبر[11] (۱۹۹۴) فرضیه‌های منحنی فیلیپس عمودی بلندمدت را در حالت‌های G7 رد نمی‌کند. در همین حال، نتایج او از بی‌طرفی بلندمدت ارز پشتیبانی چندانی نمی‌کند. باکسا و همکاران[12] (۲۰۱۷) دریافتند که رابطه بین فعالیت اقتصادی و تورم در کشورهای G7 زمانی‌که اولین مورد از طریق مجموعه پیچیده‌تری از متغیرها ارزیابی می‌شود، کاملاً محکم است؛ بنابراین، آن‌ها نشان‌دهندهٔ صاف‌شدن منحنی فیلیپس در طول دههٔ گذشته هستند که در سراسر

---

1. Guerrieri
2. De Grauwe
3. Verdugo
4. Boltho
5. Schmidt
6. Musso et al
7. Önder
8. Eliasson
9. Seyfried and Ewing
10. Thornton
11. Weber
12. Baxa et al

کشورها قوی است؛ لذا بررسی اثرات نرخ تورم و بیکاری در کشورهای مختلف جهان حاکی از متفاوت بودن نتایج در دوره‌های گوناگون و مناطق مختلف بوده است؛ از این‌رو، بررسی ارتباط بین نرخ تورم و بیکاری در مناطق مختلف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

سال‌هاست که کشور ایران با مشکل بیکاری و تورم مواجه است. گسترش روزافزون بیکاری باعث مشکلات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی مختلفی در جامعه گردیده است؛ هم‌چنین تورم عموماً به‌معنی افزایش غیرمتناسب سطح عمومی قیمت درنظر گرفته می‌شود که هزینه‌های جدی بر جامعه تحمیل می‌نماید. این دو متغیر ازنظر اجتماعی برای سیاست‌گذار اهمیت دارند. بالا بودن مقادیر هر دوی این متغیرها ا نظر افراد جامعه و در نتیجه ازنظر سیاست‌گذار منفی ارزیابی می‌شود؛ بنابراین سیاست‌گذار هدف خود را پایین آوردن این دو متغیر قرار می‌دهد. لذا دست‌یابی به نرخ بیکاری بهینه، مستلزم توجه به نرخ بهینه تورم نیز خواهد بود (غفاری و همکاران، ۱۳۹۶)؛ بنابراین، بررسی اثرات بین نرخ تورم و بیکاری در مناطق مختلف ایران با نیل به افزایش اشتغال با هدف سرریزهای مکانی می‌تواند حائز باشد.

اقتصادسنجی فضایی، از موضوعات مهم توسعهٔ منطقه‌ای می‌باشد. برنامه‌ریزی منطقه‌ای به‌عنوان یکی از گرایش‌های مهم اقتصادی با بررسی مباحثی چون: تغییرات فضایی نابرابری‌های اقتصادی، فقر، بیکاری، تولید، تبادل و مصرف کالا و خدمات، تورم، اطلاعات و رابطهٔ بین جمعیت و تخصیص منابع ثروت در فضاهای جغرافیایی، به‌دنبال تحقق عدالت اجتماعی و توسعهٔ پایدار در مناطق هستند (نادسن[۱]، ۲۰۰۲؛ کانبور و ونابلز[۲]، ۲۰۰۵؛ بروس و گوپتا[۳]، ۲۰۱۷؛ وی[۴]، ۲۰۰۰؛ لیائو و همکاران[۵]، ۲۰۱۶ و گلابن و همکاران[۶]، ۲۰۱۲).

با توسعهٔ هرچه بهتر برنامه‌ریزی منطقه‌ای و کاهش نابرابری‌ها و توجه به اثرات مکانی در مناطق کمتر توسعه‌یافته، فضای تولید و کسب و کار، اشتغال در بخش‌های اقتصادی، به‌ویژه صنعت و خدمات، صادرات کالا و خدمات و در نتیجه، درآمد سرانه و رفاه عمومی مردم نیز بهبود خواهد یافت. در مباحث منطقه‌ای، مسأله اقتصاد و ازجمله بیکاری توأم با ثبات نرخ تورم، از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد؛ چراکه اثرات مکانی، به‌دنبال تنظیم روابط بین جامعهٔ انسانی و محیط می‌باشد و در صورتی می‌توان به این رابطهٔ منطقی دست‌یافت که از منابع انسانی و اقتصادی و طبیعی هر منطقه، به‌نحو شایسته‌ای استفاده نمود (حکمت‌نیا[۷]، ۲۰۱۳؛ لی و فنگ[۸]، ۲۰۱۳؛ و لیائو و وی[۹]، ۲۰۱۵).

در دهه‌های اخیر، فقدان و کم‌اهمیت بودن مطالعات و رویکردهای آمایشی در برنامه‌های ملی ایران، موجب ایجاد شکاف منطقه‌ای و اقتصادی در مناطق مختلف کشور شده است و سبب بروز نرخ بیکاری همراه با افزایش مزمن نرخ تورم گردیده است؛ به‌طوری‌که صنعتی شدن و استقرار مراکز صنعتی محدود به تهران و تعدادی محدودی

---

1. Knudsen (2002)
2. Kanbur & Venables (2005)
3. Brros & Gupta (2017)
4. Wei (2000)
5. Liao & *et al.* (2016)
6. Glauben *et al.* (2012)
7. Hekmatneia (2013)
8. Li & Fang (2013)
9. Liao & Wei (2015)

از مراکز استانی شده و مابقی استان‌ها، از نمودهای صنعتی‌شدن کمتر برخوردار شده‌اند (احمدی‌پور[1]، ۲۰۱۴؛ کریمی‌مقاری و براتی[2]، ۲۰۱۷؛ خالصی و پیرایی[3]، ۲۰۱۴)؛ بنابراین، پرداختن به ابعاد منطقه‌ای مسائل اقتصادی و رفع موانع موجود تولید و بهبود فضای کسب و کار برای تحقق عدالت اجتماعی و عدالت جغرافیایی توأم با کاهش نرخ بیکاری و ثبات شاخص قیمت‌ها، ازجمله مهم‌ترین دغدغه‌ها و اهداف کشورها محسوب می‌شود و راهبردها و برنامه‌های متعددی برای تحقق این امر اتخاذ می‌شود.

۲-۲. مروری بر پیشینهٔ پژوهش

در این قسمت سعی‌بر آن شده مطالعات مرتبط با عنوان تحقیق و یا مطالعاتی که برخی از کلیدواژه‌های پژوهش حاضر را دربرگرفته‌اند، به‌صورت مختصری شرح داده شوند، ابتدا مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی بیان و درنهایت نوآوری پژوهش ارائه می‌گردد.

«زاید» و همکاران[4] (۲۰۱۸) در پژوهشی به شناسایی منحنی فیلیپس در فیلیپین در رابطه با نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ دستمزد سالانه و تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۹۵۰–۲۰۱۷م را بررسی پرداختند. نتایج مدل هم‌انباشتگی بلندمدت یوهانسن نشان‌داد که بین متغیرها رابطهٔ بلندمدت وجود دارد.

«هو» و همکاران[5] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی بیکاری و تورم: شواهدی از منحنی غیرخطی فیلیپس در منطقه یورو با استفاده از تخمین میانگین تلفیقی (PMG) طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۹–۲۰۱۷م. پرداختند. نتایج حاکی از آن است که با فرض خطی بودن، منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد؛ هم‌چنین، فرض خطی بودن در منحنی فیلیپس کلاسیک ممکن است خیلی قوی باشد؛ زیرا شواهدی از اثرات آستانه وجود دارد. آستانهٔ بیکاری ۵ و ۶/۵۴٪ بود. با تخمین منحنی فیلیپس با استفاده از این آستانه‌ها، نتایج نشان‌داد که رابطهٔ بین تورم و بیکاری تنها زمانی منفی است که بیکاری کمتر از ۵٪ باشد. رابطهٔ منفی زمانی مثبت شد که بیکاری بین ۵ و ۶/۵۴٪ بود. تورم و بیکاری زمانی که از آستانهٔ ۶/۵۴٪ نرخ بیکاری فراتر رود، بی‌ارتباط هستند. این یافته‌ها نه‌تنها اهمیت اثرات آستانه در منحنی فیلیپس را برجسته می‌کند، بلکه نیاز به مبارزه با بیکاری در منطقهٔ یورو را نیز روشن می‌کند.

«ساسونگکو» و «هوروتا»[6] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به‌طور تجربی علّیت بین تورم و بیکاری در اندونزی را طی سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۷م. تجزیه و تحلیل می‌کنند. ازنظر روش‌شناسی، این پژوهش از آزمون علّیت گرنجر و خودرگرسیون برداری برای تعیین علّیت بین تورم و بیکاری استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که بین تورم و بیکاری علّیت یک‌طرفه وجود دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که بیکاری موجب تورم می‌شود.

«ایوازاکی» و همکاران[7] (۲۰۲۱) در تحقیقی ارتباط چسبندگی دستمزد رو به پایین و منشأ منحنی فیلیپس در چهار اقتصاد پیشرفته: ژاپن، منطقه یورو، بریتانیا و ایالات متحده را با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۰–۲۰۱۷م.

---

1. Ahmadipour (2014)
2. Karimi Moghari & Barati (2017)
3. Khalesi & Piraei (2014)
4. Zayed et al
8. Ho et al
6. Sasongko & Huruta
7. Iwasaki et al

و یک مدل غیرخطی نیوکینزی (DSGE) بررسی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های تعدیل دستمزد در ژاپن، منطقهٔ یورو و بریتانیا بسیار نامتقارن است و منحنی‌های فیلیپس دستمزد L شکل بین تورم دستمزد و شکاف بیکاری به‌وضوح در این سه اقتصاد ظاهر می‌شود.

«منگاپورام»[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی از یک مدل یادگیری تطبیقی، شبیه به «مدل پریمیسری»[2] (۲۰۰۷) برای مطالعهٔ تورم و بیکاری پس از جنگ ایالات متحده استفاده می‌شود. این مدل تورم بزرگ را به‌دقت توضیح می‌دهد؛ درحالی‌که تعادل انتظارات منطقی با تورم کم مشخص می‌شود. نتایج بیانگر آن است که سیاست‌گذاران در دههٔ ۱۹۶۰م. نرخ طبیعی، تداوم تورم و شیب منحنی فیلیپس را کمتر برآورد کردند؛ از این‌رو، سیاست بیشتر انبساطی بود تا بهینه و منجر به تورم شد.

«ملونی»[3] (۲۰۲۲) در پژوهشی با پانلی متشکل از ۲۵ کشور OECD را در یک بازهٔ زمانی طولانی در دو خط تحقیق تجزیه و تحلیل می‌کند. ابتدا، بررسی شده است که آیا بیکاری طولانی مدت بازگشت‌پذیر است یا خیر؟ دوم، بر قسمت‌های کاهش شدید بیکاری بلندمدت تمرکز می‌کند تا اثرات تورمی را در سال‌های بعدی بررسی نماید. نتایج تحقیق، یک ارتباط قوی بین نرخ بیکاری کل و بلندمدت حتی در نوسانات صعودی پیدا کرده است که گواه بازگشت‌پذیری اقتصاد کلان است.

«پوپسکو» و «دیاکونو»[4] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای معضل تورم–بیکاری. تجزیه و تحلیل کشورهای G7 –۱۹۷۱ ۲۰۲۰م. با استفاده از تکنیک‌های علیت و هم‌انباشتگی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق از مدل فیلیپس در کوتاه‌مدت پشتیبانی می‌کند، که نشان می‌دهد در دورهٔ مورد تجزیه و تحلیل، بین نرخ تورم و نرخ بیکاری در کشورهای G7 رابطهٔ معکوس وجود دارد؛ با این حال، در بلندمدت، نتایج نشان می‌دهد که تورم و بیکاری می‌توانند هم‌زیستی داشته باشند، این واقعیت اجازه می‌دهد تا با نظریه‌های پول‌گرایی موافق باشند.

«مطلبی» و همکاران (۱۴۰۰) در تحقیقی با عنوان تحلیل اثر فضایی تورم و بیکاری بر فقر در استان‌های ایران با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۵–۱۳۹۷ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، هزینه‌های بهداشتی ناکارا که مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر بدتر شدن توزیع درآمد است، در کنار رشد جمعیت بدون افزایش سرمایهٔ انسانی و نرخ بیکاری که با توجه به جمعیت جوان ایران و اضافه‌شدن افراد جوان به بازار کار در سال‌های مختلف، افزایشی بوده است و نرخ تورم که به‌دلیل افزایش تحریم‌ها در سال‌های اخیر به‌صورت فزآینده افزایش یافته و باعث کوچک شدن سفره مردم شده است، عواملی هستند که باعث بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش فقر در استان‌های ایران شده‌اند. هم‌چنین، مجاورت فضایی بین استان‌ها باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ بنابراین، لازم است سیاست‌ها در جهت کاهش فقر، بهبود شرایط رفاهی و بهبود توزیع درآمد در تمام استان‌ها به‌صورت متوازن اتخاذ شود تا بتواند باعث بهبود توزیع درآمد شود.

«ابوترابی» و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای شاخص چندبُعدی توسعه مالی را برای ۲۰ کشور منتخب طی دورهٔ ۱۹۷۹–۲۰۱۶ با روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی محاسبه و سپس منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته با توسعه مالی این

---

1. Mangapuram
2. Primiceri
3. Meloni et al
6. Popescu & Diaconu

کشورها را با مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی برآورد می‌کند. نتایج نشان می‌دهد برخی از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه با اعمال سیاست‌های توسعهٔ مالی توانسته‌اند شدت مبادلهٔ سیاستی تورم–بیکاری را کاهش دهند؛ اما برخی دیگر از کشورهای درحال توسعه (ازجمله ایران) هم‌چنان در دوگانه تورم–بیکاری گرفتار مانده‌اند.

«نقدی» و همکاران (۱۳۹۹) در تحقیقی با عنوان مقایسهٔ اثرات تورم و بیکاری بر امنیت اجتماعی در ایران با استفاده از مدل اتورگرسیونی برداری با وقفهٔ گسترده (ARDL) طی بازهٔ زمانی ۱۳۷۳–۱۳۹۳ پرداختند. نتایج نشان‌داد با توجه به ضرایب تخمینی نرخ تورم در کوتاه‌مدت با ضریب ۰/۱۶ تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ جرم و جنایت دارد. هم‌چنین، متغیر نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت با ضریب معنادار ۰/۰۸ می‌تواند امنیت اجتماعی را تحت‌تأثیر قرار دهد. در بلندمدت نرخ تورم با ضریب معنادار ۲/۲۴ و نرخ بیکاری با ضریب معنادار ۰/۱۸ بر میزان جرم و جنایت و در نتیجه، امنیت اجتماعی تأثیر می‌گذارند.

«کیان‌پور» و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزینی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵:۴–۱۳۷۳:۱ و بررسی اثر تکانه‌های تکنولوژی، فشار هزینه، مخارج دولت، نفتی و پولی بر تورم پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که الگوی ارائه شده به‌خوبی رفتار ادواری و نوسانات متغیرها را شبیه‌سازی می‌کند. هم‌چنین، تکانه‌های مخارج دولت، فشار هزینه باعث افزایش تورم و تکانه‌های نفتی، پولی و تکنولوژی باعث کاهش تورم می‌شوند.

«بختیاری» و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطهٔ تورم–بیکاری، رشد–بیکاری و تورم–رشد در اقتصاد ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۰–۱۳۹۵ با استفاده از الگوی اتورگرسیو انتقال ملایم (STR) پرداختند. نتایج نشان‌داد که: ۱. براساس آزمون تراسورتا، منحنی فلیپس از مدل غیرخطی لجستیک، منحنی اوکان از مدل غیرخطی نمایی و عرضه کل از مدل خطی تبعیت می‌کند. ۲. الگوی فلیپس تصریح شده از دو رژیم پیروی می‌کند؛ بدین‌صورت‌که در رژیم پایین رابطهٔ بین تورم و بیکاری مثبت و در رژیم بالا این ارتباط منفی است. ۳. الگوی اوکان از دو رژیم پیروی می‌کند که در رژیم پایین رابطهٔ بین رشد اقتصادی و بیکاری منفی است و در رژیم بالا رابطهٔ بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری مثبت است. ۴. رابطه بین تورم و رشد اقتصادی مثبت است.

«ابونوری» و «مومیوند» (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی نوسانات سرریز تورم و بیکاری در بخش‌های مختلف اقتصاد کلان در ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۱–۱۳۹۵ با استفاده از الگوی پانل Mean-MGarch پرداخته‌اند. نتایج نشان‌داد که کلیهٔ بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات. نوسانات (غیر) اشتغال در هر بخش به دورهٔ بعدی آن بخش یا سایر بخش‌ها سرایت نمی‌کند. نوسانات تورم و (عدم) بیکاری (کوواریانس مشروط) در هر بخش به تورم مشترک و نوسانات (غیر)بیکاری آن بخش و سایر بخش‌ها سرریز می‌شود.

«کهریزی» و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی پویایی‌های تورم در استان‌های ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۰–۱۳۹۲ با استفاده از منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی و با استفاده از الگوی اقتصادسنجی فضایی پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، منحنی فیلیپس نیوکینزی برای بررسی پویایی‌های تورم استان‌های ایران مناسب است. هم‌چنین استان‌های مربوط در تعدیل قیمت‌هایشان به ترکیبی از قواعد آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند

و این‌که رفتارهای آینده‌نگر اثر قوی‌تری بر نرخ تورم دورهٔ جاری خواهند داشت. در هر استان شکاف تولید به‌عنوان نمایندهٔ متغیرهای واقعی بر نرخ تورم دورهٔ جاری‌اش دارای تأثیر مثبت است و درنهایت، این‌که با توجه به معناداری خودهم‌بستگی فضایی بین استان‌های ایران متغیرهای شکاف تولید، نرخ‌های تورم انتظاری و باوقفه در استان‌های مجاور همگی‌بر تورم دورهٔ جاری استان همسایه اثر منفی دارد.

«محمدی» و همکاران (۱۳۹۴) در تحقیقی تحت عنوان «رابطهٔ علّی بین تورم و بیکاری در اقتصاد ایران» در قالب سیستم معادلات هم‌زمان برمبنای رابطهٔ منحنی فیلیپس پرداختند. دو مدل مورد برآورد قرار گرفتند که در یکی نرخ تورم دستمزدی هر دوره، تابعی از نرخ بیکاری همان دوره و نرخ تورم دستمزدی دوره قبل و در مدل دوم نرخ تورم هر دوره، تابعی از تولید و دستمزدهای همان دوره و تورم دوره قبل می‌باشد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطهٔ منحنی فیلیپس طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۵ در ایران بر قرار می‌باشد.

در مجموع، نگاهی به ادبیات منحنی فیلیپس در نیم‌قرن گذشته بیانگر چند نکتهٔ مهم است؛ نخست این‌که روابط بین متغیرها در طول زمان تغییر می‌کند. دیگر آن‌که این حرکات به انتظارات تورمی جامعه مربوط می‌شود. هم‌چنین در تحلیلی کامل از عملکرد اقتصاد، هر سه جزء منحنی فیلیپس (تولید، تقاضا و رفتار بانک مرکزی) حضور دارند. با این‌وجود، نه‌تنها شرایط گذشته و امروز، بلکه انتظار از تغییرات آتی نیز بر رفتار عاملان اقتصادی اثر می‌گذارند. چنین انتظاراتی به‌طور معمول در قالب فرضیهٔ انتظارات عقلایی مطرح و در الگوهای نوین اقتصاد کلان وارد می‌شود. مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد تنوع در نتایج به‌حدی است که امکان اجماع دربارهٔ یک نظریهٔ اقتصادی را بعید می‌نماید. برای رسیدن به درک مشترک باید ویژگی‌های زمانی، جغرافیایی (در تمام ابعاد: اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی) و اثرات سرریز آن بر مناطق مختلف موردتوجه قرار گیرد؛ هم‌چنین باید توجه‌داشت روش‌شناسی پژوهش‌ها دارای نقش‌تعیین‌کننده‌ای است؛ از این‌رو، با توجه به ارزشمند بودن مطالعات انجام‌شده لازم به ذکر است که تحقیق حاضر اولین مطالعه در رابطهٔ اثرات تورم بر بیکاری در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی می‌باشد و مطالعه‌ای در این‌خصوص مشاهده نشده است.

٤. روش‌شناسی پژوهش

با عنایت به مطالب بیان شده در بخش‌های قبلی، در این قسمت، الگوی ارزیابی اثرات فضایی تورم بر نرخ بیکاری در استان‌های کشور بیان می‌شود. برای این‌منظور، ابتدا رویکرد اقتصادسنجی فضایی توضیح داده می‌شود؛ سپس مدل پایه در این حوزه معرفی و درنهایت، مدل اقتصادسنجی فضایی بیان می‌گردد.

٤-١. ساختار الگوهای پانل فضایی

در اقتصادسنجی فضایی، اثرات فضایی به عملکرد الگوهای دوره‌ای یا مختلط[1] (پنل) رگرسیونی اضافه می‌شود؛ بنابراین در اقتصادسنجی فضایی، اطلاعات نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند (اکبری، ۱۳۸۲). مواقعی که دیتاها

[1]. Panel

دارای جزء مکانی باشند، دو موضوع قابل بحث است: ۱- وابستگی فضایی،[1] ۲- ناهم‌سانی فضایی[2] (لیسیج[3]، ۱۹۹۹). بر این‌اساس، تصریح عمومی مدل پانل فضایی برای دیتاهای تابلویی فضایی، به‌فرم زیر است:

$$Y_i = \tau Y_{1,t-1} + \rho w Y_{it} + X_{it}\beta + DX_{it}\theta + \alpha_i + \gamma_t + V_{it} \quad (۱)$$

$$U_{it} \approx N(0\sigma^2 I_n) V_{it} = \lambda E V_{it} + U_{it} \quad (۲)$$

که در آن i و t به‌ترتیب، نشان‌دهندهٔ دورهٔ و زمان، Y یک بردار $n \times 1$ از متغیر توضیح‌شونده و X بیانگر یک قالب $n \times k$ از متغیرهای مستقل و W ماتریس وزنی فضایی متغیر توضیح‌شونده در سطح $n \times n$، D ماتریس وزن فضایی متغیر توضیح‌دهنده، E قالب وزنی فضایی جملات اخلال، α_i اثر ثابت یا اتفاقی و γ_t اثر دوره است. مدل‌های فوق، منوط به وضعیت الگوهای فضایی، بیان می‌شوند (الهورست[4]، ۲۰۱۰).

در این‌میان، منوط به این‌که متغیر توضیح‌شونده و متغیرهای مستقل یا جملهٔ اخلال، ارتباط فضایی داشته باشند یا نه، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شوند که به‌شرح زیر می‌باشند.

۱- مدل خودرگرسیون فضایی[5] (SAR)

$$(\lambda = \theta = 0) \rightarrow Y_i = \tau Y_{i,t1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + u_{it} \quad (۳)$$

۲- مدل دوربین فضایی[6] (SDM)

$$(\lambda = 0) \rightarrow Y_i = \tau Y_{i,t1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + DX_{it}\theta + \alpha_i + \gamma_t + u_{it} \quad (۴)$$

۳- مدل خطای فضایی[7] (SEM)

$$(\rho = \theta = \tau = 0) \rightarrow Y_i = X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + v_{it}, v_{it} = \lambda E v_{it} + u_{it} \quad (۵)$$

۴- مدل خودهمبسته فضایی[8] (SAC)

$$(\theta = \tau = 0) \rightarrow Y_i = \tau Y_{i,t1} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + v_{it}, v_{it}, v_{it} = \lambda E v_{it} + u_{it} \quad (۶)$$

۵- مدل پیامدهای تصادفی پانلی تعمیم‌یافته[9] (GSPRE)

$$(\rho = \theta = \tau = 0) \rightarrow Y_i = X_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + v_{it}, v_{it} = \lambda E v_{it} + u_{it}, \alpha_i = \phi W \alpha_i + u_i \quad (۷)$$

قابل ذکر است که الگوهای دوربین فضایی و خودرگرسیون فضایی، موقعی کارا خواهند بود که الگوهای تأکیدی ساکن باشند ($\tau = 0$). ضریب خودرگرسیون فضایی ρ، بیانگر حد وابستگی متغیر توضیح‌شونده در یک منطقه به تحولات متغیر توضیح‌شوندهٔ نواحی مجاور است؛ هم‌چنین در صورت پیوستگی فضایی اجزای اخلال، یک شوک خارجی در یک ناحیه، به تغییرات متوسط در متغیر توضیح‌شونده پیرامون همجوار (همسایه) منتهی

---

1. Spatial dependence
2. Spatial heterogeneity
3. Lesage (1999)
4. Elhorst (2010)
5. Spatial Autoregressive Model
6. Spatial Durbin Model
7. Spatial Error Model
8. Spatial Autocorrelation Model
9. Generalized Spatial Panel Random Effects model

می‌شود و ضریب خطای فضایی λ، مقدار آن را نشان می‌دهد. در الگوی دوربین فضایی، θ بیانگر این است که متغیر توضیح‌شوندهٔ یک محدوده، از میانگین وزنی متغیرهای مستقل سایر نواحی، چه اندازه تأثیر می‌پذیرد (اکبری، ۱۳۸۲).

٤-۲. آزمون‌های تعیین وابستگی فضایی

قبل از برآورد الگوهای پانل فضایی، ملزم به انجام آزمون‌های وابستگی فضایی و وجود خودهم‌بستگی بین جملات اختلال هستیم؛ برای این انجام این هدف، از آزمون موران[1] و جری سی[2] استفاده می‌شود. آزمون موران نیز، فرض وجود خودهم‌بستگی فضایی میان جملات اختلال را مورد بازبینی قرار می‌دهد.

$$I = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{ij}\, e_i . e_j / \sum_{j=1}^{N} e_i^2 = \frac{e'We}{e'e} \qquad (۸)$$

فرضیهٔ صفر این آزمون، عبارت است از: $H_0: (\lambda = 0)$ به‌طوری‌که λ ضریب خودهم‌بستگی فضایی و I آمارهٔ آزمون موران است. آمارهٔ I از پراکنش نرمال استاندارد تبعیت می‌کند. در حالتی‌که فرضیهٔ صفر نقض شود، میان جملات اختلال، خودهم‌بستگی فضایی وجود دارد. شاخص جری سی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$c = \frac{(N-1)\sum_i \sum_j w_{ij}\,(x_i - x_j)^2}{2W\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \qquad (۹)$$

حد آمارهٔ آزمون جری سی، مقادیر بین صفر و ۲ را دربر می‌گیرد. مقدار ۱ به‌معنای عدم وجود خودهمبستگی فضایی، مقادیر کمتر از یک، نشان‌دهندهٔ خودهم‌بستگی فضایی مثبت فزاینده و مقادیر بیشتر از یک، توضیح‌دهندهٔ خودهم‌بستگی فضایی منفی فزاینده است (جانی و همکاران، ۱۳۹۹).

٤-۳. تعیین مکان در مدل‌های فضایی

در الگوهای اقتصادسنجی فضایی، به قصد الگوسازی واکنش‌های فضایی، ضروری است که مقدار عددی جهت‌های فضایی انتخاب شود. بدین‌منظور، دو مأخذ مفروضاتی در اختیار داریم؛ ۱- جایگاه در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی بیان می‌شود و بدین‌ترتیب، می‌توان مسافت هر نقطه در مکان یا فاصلهٔ هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. ۲- مأخذ اطلاعاتی مکانی، همجواری و همسایگی است که بیان‌کنندهٔ محل نسبی در فضای یک واحد پیرامونی رؤیت شده، نسبت به مقیاس‌های دیگری از آن قبیل می‌باشد. میزان نزدیکی و همجواری بر پایهٔ داده‌های به‌دست آمده از روی الگوی جامعهٔ مورد بررسی، قابل دسترس خواهد بود و برحسب این داده‌ها، می‌توان تعیین نمود که کدام نواحی با هم، مجاور هستند؛ یعنی دارای حدودهایی هستند که به‌هم می‌رسند.

در این‌صورت، مقیاس‌هایی (مناطقی) که دارای رابطه همجواری هستند، نسبت به واحدهایی که همسایگی ندارند، درجهٔ پیوستگی بیشتری را نشان می‌دهد. ماتریس همسایگی، عناصر صفر و ۱ را دربر می‌گیرد که در آن،

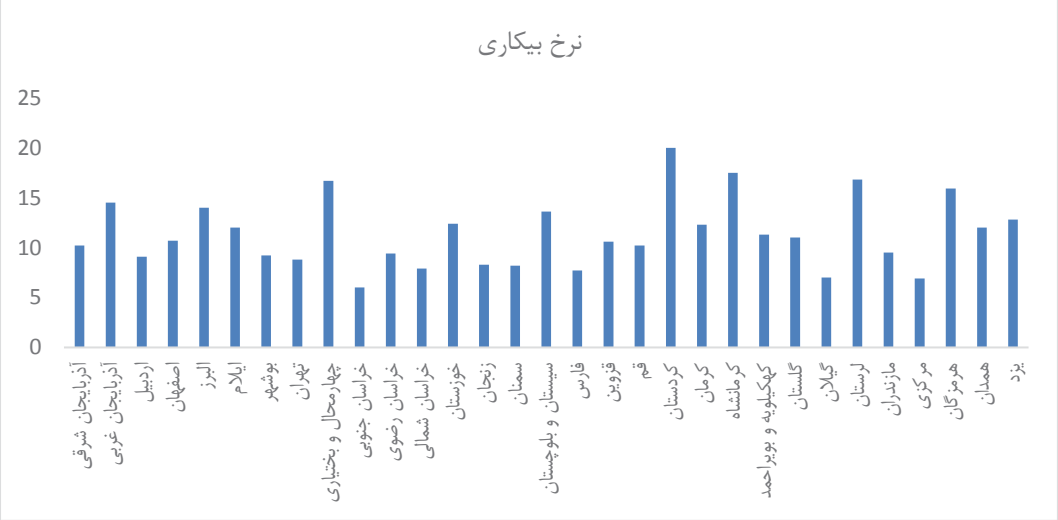
---

[1]. Moran
[2]. Gery C

مؤلفه‌های روی قطر اصلی برابر صفر و مؤلفه‌های خارج از قطر اصلی در موقعی‌که دو استان، همجوار یک‌دیگر باشد، مقدار یک و در غیر این‌صورت، مقدار صفر را برمی‌گزینند (اکبری، ۱۳۸۴).

٤-٤. بررسی روند متغیرهای کلیدی پژوهش

براساس نمودار (۱)، همان‌طورکه مشاهده می‌شود، اکثر استان‌های کشور، نرخ بیکاری بالایی طی بازهٔ زمانی ۹۹-۱۳۸۵ دارند که با گذشت بیش از یک دهه، بر نرخ بیکاری در استان‌های کشور افزوده شده که، استان‌های کردستان، کرمانشاه، لرستان، آذربایجان غربی و خوزستان، در وضعیت بحرانی هستند و با توجه شکل (۲)، اکثر استان‌های فوق، مرزی بوده و محل مناسبی برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌باشند. با توجه به داده‌های مرکز آمار ایران، استان کردستان در وضعیت فعلی، بیشترین نرخ بیکاری را دارد؛ درحالی‌که در سال ۱۳۸۵، نرخ بیکاری برای این استان در حدود ۱۲٪ بوده، اما در سال ۱۳۹۹، نرخ بیکاری برای استان فوق، در حدود ۲۰٪ است. با عنایت به نمودار (۱)، استان‌های تهران، خراسان جنوبی، گیلان، فارس و مرکزی، اغلب در بین سایر استان‌های کشور از نرخ بیکاری تک‌رقمی و پایینی برخودار هستند و استان گیلان در سال ۱۳۹۹، کمترین میزان نرخ بیکاری در بین تمامی استان‌های کشور را به خود اختصاص داده است و لذا، با استفاده از پتانسیل‌های مختلف اقتصادی استان‌های مذکور، می‌توان اثرات عملکرد عوامل اقتصادی را بر استان‌های با نرخ بیکاری بالا سرریز نمود و تا حدودی، نرخ بیکاری بالا در استان‌های فوق را کاهش داد.

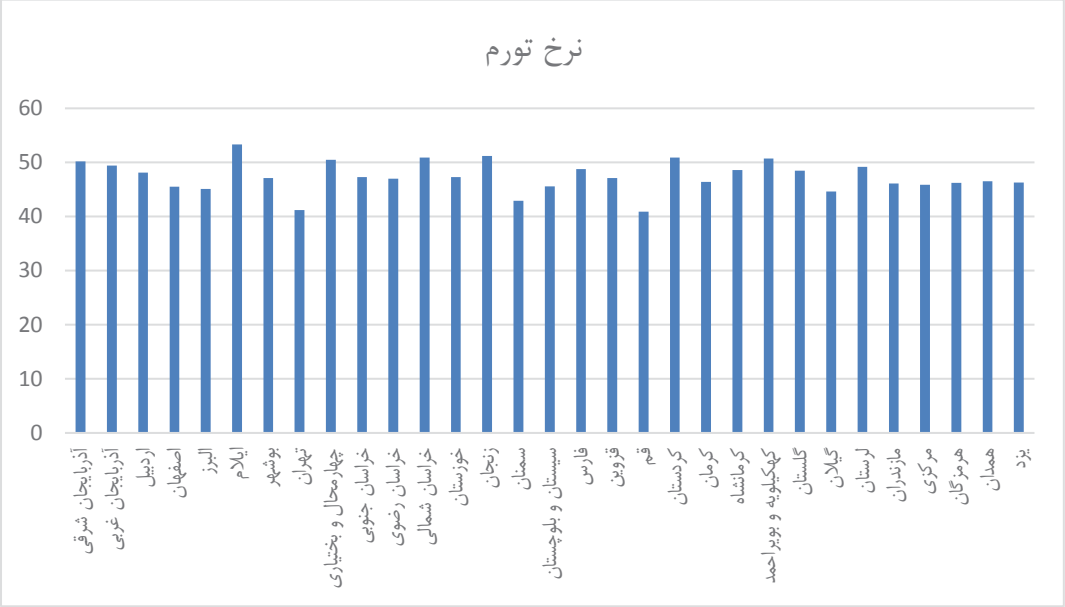


نمودار ۱: روند نرخ بیکاری در استان‌های کشور طی دورهٔ ۹۹-۱۳۸۵ (درصد) (مأخذ: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: Unemployment rate trends in the country's provinces during the period 2006-2021 (percentage)

در ادامه، نمودار (۲)، نشان‌دهندهٔ روند نرخ تورم طی بازهٔ زمانی ۹۹-۱۳۸۵ برای تمامی استان‌های ایران می‌باشد. با توجه به نرخ تورم در نمودار (۲)، در مهرماه ۱۴۰۰عدد شاخص کل برای خانوارهای کشور (۱۰۰=۱۳۹۵) ۳۶۴/۱ رسید که نسبت به ماه قبل ۳/۷٪ افزایش نشان می‌دهد. در این ماه بیشترین نرخ تورم ماهانهٔ خانوارهای کشور

مربوط به استان‌های گیلان و کرمان با ۸/۵٪ افزایش و کمترین نرخ تورم ماهانه مربوط به استان سیستان و بلوچستان با ۲/۲٪ افزایش است. درصد تغییر شاخص کل نسبت به ماه مشابه سال قبل (تورم نقطه به نقطه) برای خانوارهای کشور ۳۹/۲٪ می‌باشد. بیشترین نرخ تورم نقطه به نقطه مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد (۴۸/۵٪) و کمترین آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان (۳۱/۹٪) است. نرخ تورم دوازده ماههٔ منتهی به مهرماه ۱۴۰۰ برای خانوارهای کشور به عدد ۴۵/۴٪ رسید. بیشترین نرخ تورم دوازده‌ماههٔ مربوط به استان ایلام (۵۳/۳٪) و کمترین آن مربوط به استان قم (۴۰/۹٪) است.



نمودار ۲: روند نرخ تورم در استان‌های کشور طی دورهٔ ۹۹-۱۳۸۵ (درصد) (مأخذ: یافته‌های تحقیق).

Graph. 2: Inflation rate trends in the country's provinces during the period 2006-2021 (percentage)

٤-٥. معرفی مدل پژوهش

با توجه به مطالب ارائه شده، الگویی که در این تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرد، به‌شکل زیر است:

$$UNE_{i,t} = C + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij}\, UNE_{j,t} + \beta_1 lnGDP_{it} + \beta_2 lnC_{it} + \beta_3 WAGE_{it} + \beta_4 INF_{it} + \beta_5 lnHDI_{it} + \theta \sum_{j=1}^{n} W_{ij} GDP_{jt} + W_{ij} \ln C_{j;t} + W_{ij}\, WAGE_{j,t} + W_{ij}\, INF_{j,t} + W_{ij} \ln HDI_{j;t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it}\ ,\ \varepsilon_{it} = \lambda E\varepsilon_{it} + u_{it}\ ,\ \alpha_i = \phi W\alpha_i + u_i \qquad (۱۰)$$

در مدل (۱۰)، $UNE_{i,t}$ نرخ بیکاری، بیانگر نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال (شاغل و بیکار) به‌عنوان متغیر وابسته، $W_{ij}UNE_{j,t}$ اثر فضایی نرخ بیکاری، $lnGDP_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی و بیانگر ارزش بازاری (ارزش پولی) تمامی کالا و خدمات نهایی تولید شده به تفکیک استان‌های کشور، lnC_{it} لگاریتم اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) که بیانگر مجموعه عملیات و خدمات مشخصی است که براساس مطالعات توجیهی، فنی، اقتصادی و اجتماعی توسط دستگاه اجرایی انجام می‌شود و طی مدت معین و با اعتبار معین برای تحقق بخشیدن

به اهداف برنامه توسعهٔ ۵ساله به‌صورت سرمایه‌گذاری ثابت یا مطالعه برای ایجاد دارایی سرمایه‌ای اجرا می‌گردد و منابع موردنیاز اجرای آن، از محل اعتبارات مربوط به تملک دارایی‌های سرمایه‌ای تأمین، و به دو نوع انتفاعی و غیرانتفاعی تقسیم می‌گردد، $WAGE_{it}$ بیانگر متوسط جبران خدمات (حقوق و دستمزد و پرداخت‌های دیگر) سرانهٔ شاغلان که با شاخص قیمت تولیدکنندهٔ تعدیل گردیده، INF_{it} نرخ تورم، و درصد افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در یک اقتصاد در یک‌سال که به‌صورت پیوسته و گسسته محاسبه و گزارش می‌گردد و $lnHDI_{it}$ لگاریتم سرمایهٔ انسانی که متشکل از تمامی دانش آموختگان دوره‌های مختلف تحصیلی مؤسسات آموزشی عالی به تفکیک استان‌های کشور است. θ بیانگر مجموع اثرات فضایی متغیرهای مستقل موجود در الگو می‌باشد.

همان‌طورکه بیان شد، الگوی فوق به‌شکل تابلویی همراه با اثرات ثابت دوره‌ای و زمانی برآورد می‌شود، δ_i اثرات ثابت انفرادی و μ_t اثرات ثابت زمانی را نشان می‌دهد. آمار و اطلاعات موردنیاز برای تمامی متغیرهای تحقیق، از سایت مرکز آمار طی بازهٔ زمانی ۹۹-۱۳۸۵ به تفکیک ۳۱ استان کشور استخراج گردیده است.

۵. برآورد مدل پژوهش

۵-۱. نتایج آزمون‌های پایایی

برای ممانعت از رخ‌دادن پدیدهٔ رگرسیون کاذب در انجام تخمین مدل، ابتدا ضروری است که ساکن بودن متغیرها آزمون شود. برای انجام پایایی متغیرها در دیتاهای تابلویی، از آزمون‌های خاص این نوع از اطلاعات می‌توان استفاده کرد. در اینجا از «آزمون لوین، لین و چو»[1]، که کاربرد بیشتری در بررسی ساکن بودن متغیرها در دیتاهای تلفیقی دارد، استفاده می‌شود (لوین، لین و چو، ۲۰۰۲). نتایج آزمون ساکن بودن متغیرها، در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ساکن بودن متغیرها به روش لوین، لین و چو (سطح)

Tab. 1: The results of the test of stationarity of variables by Levin, Lin and Chu (level)

متغیرها	آزمون لوین، لین و چو (با عرض از مبدأ و روند)	
	مقدار آمارهٔ t	مقدار ارزش احتمال
UNE	-۳/۲۸	*۰/۰۰۱
lnGDP	-۵/۱۱	*۰/۰۰۰
lnC	-۸/۴۱	*۰/۰۰۰
WAGE	-۳/۲۵	*۰/۰۰۱
INF	-۲/۵۵	**۰/۰۱۱
lnHDI	-۲/۶۸	*۰/۰۰۷

* معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح۵٪، *** معنی‌داری در سطح۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج آزمون لوین، لین و چو، متغیرهای مدل ساکن هستند.

[1]. Levin Lin & Chu (2002)

۵-۲. آزمون‌های تشخیصی اثرات فضایی

پیش از تخمین مدل فضایی، باید ابتدا وجود یا عدم وجود اثرات فضایی مورد بررسی قرار گیرد. این آزمون‌ها شامل آزمون موران، جری سی و F فضایی می‌باشند. نتایج آزمون، در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های تشخیصی برای استفاده از اثرات فضایی

Tab. 2: The results of diagnostic tests for the use of spatial effects

نوع آزمون	آمارهٔ آزمون	مقدار ارزش احتمال
Moran	۰/۴۱	۰/۰۰۰*
G C	۰/۶۸	۰/۰۰۰*
F فضایی	۶۵/۱۴	۰/۰۰۰*

* معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح۵٪، *** معنی‌داری در سطح ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در آزمون موران، فرضیهٔ صفر دلالت‌بر عدم وجود خودهم‌بستگی فضایی در بین جملات اختلال دارد. در این آزمون، فرضیهٔ صفر در سطح معنی‌داری ۱٪ رد شده است، لذا همین‌امر، خودهم‌بستگی فضایی بین جملات اخلال را موردتأیید قرار می‌دهد. با توجه به این‌که مقدار آمارهٔ جری سی، کمتر از ۱ می‌باشد، لذا خودهم‌بستگی فضایی مثبت براساس این آزمون نیز موردتأیید قرار می‌گیرد؛ بنابراین، با عنایت به نتایج آزمون‌های تشخیصی وابستگی فضایی، ضروری است که مدل‌سازی نرخ تورم در بین استان‌های کشور، در حضور بُعد فضا صورت گیرد.

۵-۳. آزمون هاسمن فضایی

برای تشخیص استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی از آمارهٔ کای دو آزمون هاسمن استفاده می‌شود که اگر مقدار احتمال، کمتر از ۰/۱ باشد، آنگاه می‌باید معادله با استفاده از اثرات ثابت تخمین زده شود. نتایج این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است که بیانگر وجود اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی است.

جدول ۳: آزمون هاسمن فضایی با عنایت به مدل SAR فضایی

Tab. 3: Spatial Hausman test with regard to the spatial SAR model

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار ارزش احتمال
هاسمن فضایی	۶۵/۴۷	۰/۰۰۰*

* معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح۵٪، *** معنی‌داری در سطح ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به معناداری آزمون فوق و هم‌چنین رد فرضیهٔ صفر مبنی بر اثرات تصادفی، مدل فضایی مورد استفاده در این مطالعه، اثرات ثابت دو جانبه برای الگوی SAR خواهد بود.

۵-٤. آمارهٔ آکائیک و آزمون والد فضایی

آمارهٔ آکائیک جهت تعیین بهترین و مناسب‌ترین الگوی فضایی انجام می‌شود. با توجه به آمارهٔ فوق، بهترین مدل انتخابی الگویی خواهد بود که از کمترین میزان معیار اطلاعات برخودار باشد.

جدول ٤: نتایج تعیین مناسب‌ترین مدل براساس آمارهٔ AIC

Tab. 4: The results of determining the most suitable model based on the AIC statistic

مدل	SAR	SDM	SEM	GSPRE	SAC
مقدار آمارهٔ AIC	٭۲۱/۱۴	۲۱/۲۵	۲۲/۴۱	۲۵/۴۲	۲۵/۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول (۴) مدل SAR فضایی از بین سایر الگوهای فضایی انتخاب می‌گردد.

۵-۵. نتایج تخمین مدل

نتایج جدول (۵) بیانگر آن است که الگوی برآوردی ازنظر شاخص‌های آماری در موقعیت مناسبی قرار دارد. آمارهٔ F بیانگر معناداری کل رگرسیون است. به‌بیان دیگر، این فرضیه که ضرایب متغیرهای توضیح‌دهندهٔ الگو می‌توانند صفر باشند، رد می‌شود و کل رگرسیون معنی‌دار است. آمارهٔ R^2 نیز بیانگر این است که ۰/۵۹٪ از تغییرات متغیر توضیح‌شوندهٔ توسط متغیرهای توضیح‌دهنده بیان شده است. در ادامه با عنایت به نتایج آزمون‌ها و اطمینان از وجود اثرات سرریز فضایی، رویکرد مناسب فضایی برای برآورد مدل تحقیق انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل براساس الگوی خودرگرسیون فضایی (SAR) در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ٥: نتایج برآورد مدل با متغیر وابسته نرخ بیکاری

Tab. 5: Estimation results of the model with unemployment rate dependent variable

متغیر / مدل	SAR	
	ضرایب	آماره+ سطح
lnUNE	-۰/۴۱	٭(۰/۰۰۱) -۳/۴۱
W.lnUNE	-۰/۱۵	٭(۰/۰۱۰) -۲/۵۷
lnGDP	۰/۱۰	٭٭(۰/۰۲۶) ۲/۲۲
lnC	۰/۲۱	٭٭(۰/۰۰۱) ۳/۳۵
WAGE	-۰/۱۶	٭٭٭(۰/۰۲۴) -۲/۲۵
INF	-۰/۳۵	٭٭(۰/۰۰۱) -۳/۲۱
lnHDI	۰/۱۱	٭٭(۰/۰۰۹) ۲/۶۲
ρ	۰/۸۱	٭(۰/۰۰۲) ۳/۱۴

آماره‌های ارزیابی	R^2= ۵۹ %, probF=۰/۰۰۰

* معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح۵٪، *** معنی‌داری در سطح۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج جدول (۵) ضریب خودرگرسیونی فضایی (ρ) مثبت بوده و از لحاظ آماری معنادار بوده و بیانگر این نکته می‌باشد که با افزایش نرخ تورم در استان‌های هدف به‌میزان ۱٪، نرخ بیکاری در استان‌های مجاور به میزان ۰/۸۱٪ افزایش می‌یابد که بر وابستگی فضایی داده‌های نرخ بیکاری استان‌ها تأکید دارد. علامت ضریب اثر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر نرخ بیکاری مثبت و ازلحاظ آماری معنی‌دار است و بدین‌مفهوم است که با افزایش ۱٪ لگاریتم تولید ناخالص داخلی موجب کاهش۱۰٪ نرخ بیکاری در استان‌های هدف می‌شود. در ادامه، اثر ضریب متغیر لگاریتم اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای بر نرخ بیکاری در استان‌های هدف مثبت و معنادار می‌باشد و بیانگر این نکته است که با افزایش ۱٪ اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، منجر به کاهش ۲۱٪ نرخ بیکاری در استان‌های مرکزی می‌گردد. اثر ضریب متغیر نرخ دستمزد بر رشد اقتصادی منفی و معنادار بوده و مبین این نکته است که با افزایش ۱٪ نرخ دستمزد، موجب افزایش ۱۶٪ نرخ بیکاری در استان‌های هدف می‌گردد. درنهایت، ضریب اثر لگاریتم سرمایهٔ انسانی بر نرخ بیکاری مثبت و ازلحاظ آماری معنی‌دار است و بدین‌مفهوم است که با افزایش ۱٪ لگاریتم سرمایهٔ انسانی موجب کاهش ۱۱٪ نرخ بیکاری در استان‌های هدف می‌شود. در ادامه، به‌منظور بررسی بیشتر و دقیق‌تر اثرات فضایی، در جدول (۶) اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها ارائه شده است. به‌منظور محاسبهٔ اثرات مذکور از ضرایب تخمین زده شده در جدول (۵) استفاده شده است. اثر مستقیم هر متغیر نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان هدف تغییر کند به‌طور متوسط چه تأثیری بر نرخ بیکاری خود استان خواهد داشت؛ درحالی‌که، اثر غیرمستقیم هر متغیر بیانگر آن است که اگر متغیری در استان هدف تغییر کند، چه تأثیری بر نرخ بیکاری در استان‌های مجاور خواهد داشت (اثر سرریز). درنهایت اثر کل مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم می‌باشد و بیانگر این نکته است که تغییرات هر متغیر در استان هدف و مجاور به‌طور متوسط چه تأثیری بر نرخ بیکاری استان‌های کل نمونهٔ موردمطالعه دارد.

جدول ٦: نتایج اثرات کل، مستقیم و غیرمستقیم

Tab. 6: Results of total, direct and indirect effects

متغیر	نوع اثر	ضریب	آماره+ سطح
lnGDP	مستقیم	۰/۱۱	۲/۲۵ (۰/۰۲۴)**
	غیرمستقیم	۰/۰۱	۲/۰۱ (۰/۰۴۴)**
	کل	۰/۱۲	۲/۱۰ (۰/۰۳۷)**
lnC	مستقیم	۰/۲۲	۳/۴۰ (۰/۰۰۱)*
	غیرمستقیم	۰/۰۹	۲/۸۰ (۰/۰۰۶)*
	کل	۰/۳۱	۳/۰۳ (۰/۰۰۳)*
WAGE	مستقیم	-۰/۱۵	۲/۲۶ (۰/۰۸۳)***
	غیرمستقیم	-۰/۰۲	۱/۹۵ (۰/۰۴۹)**

	کل	−۰/۱۷	**(۰/۰۴۱) ۲/۰۵
INF	مستقیم	−۰/۳۶	**(۰/۰۰۱) −۳/۳۲
	غیرمستقیم	−۰/۱۵	**(۰/۰۰۵) −۲/۸۵
	کل	−۰/۵۱	**(۰/۰۰۳) −۲/۰۴
lnHDI	مستقیم	۰/۱۲	**(۰/۰۰۹) ۲/۶۳
	غیرمستقیم	۰/۰۲	**(۰/۰۳۳) ۲/۱۴
	کل	۰/۱۴	**(۰/۰۱۸) ۲/۳۵

* معنی‌داری در سطح ۱٪. ** معنی‌داری در سطح۵٪. *** معنی‌داری در سطح۱۰٪.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج جدول (۶)، اثرات مستقیم لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر کاهش نرخ بیکاری هر استان، مثبت و معنی‌دار بوده و هم‌چنین اثرات غیرمستقیم آن، بر کاهش نرخ بیکاری استان‌ها نیز مثبت بوده که مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۵)، و بیانگر این مطلب است که با افزایش تولید ناخالص داخلی استان‌ها، میزان نرخ بیکاری در استان‌های مجاور، کاهش می‌یابد و موجب افزایش سطح اشتغال در استان‌های همسایه می‌گردد. اثر مستقیم ضریب اعتبارات بر کاهش نرخ بیکاری هر استان، مثبت و معنی‌دار، هم‌چنین اثرات غیرمستقیم متغیر فوق بر کاهش نرخ بیکاری استان‌ها، مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد که با افزایش اعتبارات عمرانی دولت در جهت نیل به توسعهٔ اقتصادی و با بهبودی زیرساخت‌های اقتصادی، نرخ بیکاری در استان‌های مجاور نیز کاهش پیدا خواهد کرد و درنهایت، موجب بهبود شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی و افزایش سطح اشتغال در استان‌های همسایه خواهد گردید. در ادامه، اثر مستقیم ضریب نرخ دستمزد بر کاهش نرخ بیکاری، منفی و معنی‌دار، و بیانگر این مطلب می‌باشد که با افزایش نرخ‌های دستمزد در استان هدف، موجب افزایش نرخ بیکاری و کاهش میزان اشتغال در استان هدف خواهد گردید. هم‌چنین اثر غیرمستقیم متغیر فوق بر کاهش نرخ بیکاری، منفی بوده و معنی‌دار بوده و بیانگر این مطلب مهم می‌باشد که تغییرات دستمزد حقیقی بر تقاضای نیروی کار، مؤثر بوده و با عنایت به سطح بالای نرخ بیکاری در استان‌های مجاور برای بازهٔ مورد بررسی، این نتایج دور از انتظار نیست. با عنایت به منفی بودن اثر مستقیم ضریب نرخ تورم بر کاهش نرخ بیکاری، این مطلب نیز بیانگر این مفهوم می‌باشد که با افزایش شاخص قیمت‌ها، نرخ بیکاری به‌صورت معنی‌داری افزایش می‌یابد که مطابق با انتظارات تئوریکی تحقیق بوده و نشان می‌دهد که با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، هزینه‌های استفاده از سرمایه، افزایش و به‌تبع آن، سرمایه‌گذاری و تولید در استان‌ها کاهش‌یافته و اگر اثرات غیرمستقیم این متغیر را برروی نرخ بیکاری درنظر گرفته شود، شاهد این نتیجه خواهد بود که با افزایش شاخص قیمت‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها کاهش‌یافته و در نتیجه، میزان تولید کاهش‌یافته و بر نرخ بیکاری افزوده شده و سطح اشتغال کاهش می‌یابد. درنهایت، اثرات مستقیم لگاریتم سرمایهٔ انسانی بر نرخ بیکاری استان‌ها مثبت و معنی‌دار بوده و هم‌چنین اثرات غیرمستقیم آن بر نرخ بیکاری استان‌های مجاور مثبت بوده که مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۵) می‌باشد و بیانگر این مطلب است که مهارت و دانش انسانی یکی از عوامل مؤثر در افزایش بهره‌وری و افزایش کیفیت تولیدات داخلی می‌باشد؛ لذا، با افزایش و بهبود شاخص توسعهٔ انسانی، منجر به بالا بردن سطح مهارت و تخصص نیروی کار و کارآمد کردن آن و هم‌چنین افزایش

قابلیت‌های آن، موجب ارتقای کیفیت تولیدات شده و کارایی استفاده از سرمایهٔ فیزیکی را بالا برد و سبب افزایش حجم تولیدات داخلی با تکنولوژی بالا و ارزش‌افزودهٔ بالا خواهد شد که سبب کاهش نرخ بیکاری در استان‌های مجاور و در نتیجه منجر به شکوفایی و بهبود عملکرد شاخص‌های کلان اقتصادی ازجمله رشد اقتصادی در تمامی استان‌های کشور خواهد شد.

٦. نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی اثر فضایی تورم بر بیکاری در استان‌های کشور ایران برای بازهٔ زمانی ۹۹-۱۳۸۵ با رویکرد اقتصادسنجی فضایی پرداخته شد. ابتدا جهت بررسی تشخیص وابستگی فضایی، از آزمون موران، جری سی و F فضایی وابستگی فضایی استان‌ها موردتأیید قرار گرفت و براساس معنی‌داری آزمون‌های فوق، الگوی پژوهش در چارچوب خودرگرسیون فضایی برآورد گردید. با توجه به نتایج تحقیق، نرخ تورم، اثرات منفی بر افزایش نرخ بیکاری این استان‌ها را نشان می‌دهد و این نتیجه، سازگار با نتایج سایر مطالعات ازجمله: منگاپورام (۲۰۲۲)، ملونی (۲۰۲۲)، پوپسکو و دیاکونو (۲۰۲۲)، مطلبی و همکاران (۱۴۰۰) و نقدی و همکاران (۱۳۹۹) می‌باشد. با توجه به سایر نتایج، مشاهده‌شده است که تولید ناخالص داخلی و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) و لگاریتم سرمایهٔ انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر کاهش نرخ بیکاری دارند؛ درحالی‌که، نرخ دستمزد، دارای رابطهٔ منفی و معنی‌داری با کاهش نرخ بیکاری استان‌ها دارند.

نرخ‌های تورم و بیکاری در اقتصاد ایران از نرخ‌های بهینه به‌مراتب بیشتر است و این موضوع موجب سرریز اثرات آن بر استان‌های کمتر توسعه‌یافته و تضعیف عملکرد متغیرهای کلان در اقتصاد است. در راستای کاهش تورم و بیکاری در تمامی استان‌های کشور لازم است که به فضای اقتصادی حاکم‌بر کشور اشراف و دقت کافی داشت؛ زیرا تلاش برای کاهش تورم و بیکاری با سیاست‌های مختلف اقتصادی امکان‌پذیر است، اما این‌که شرایط موجود به چه‌نحوی است تعیین‌کنندهٔ ابزار لازم برای حل مشکل خواهد بود. اقتصادی که در نرخ طبیعی بیکاری است با اقتصادی که نرخ بیکاری فراتر از نرخ بیکاری طبیعی دارد نمی‌تواند با روش‌های مشابهی نسبت به کاهش بیکاری اقدام نمایند؛ لذا با عنایت به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌گردد:

۱- حرکت هم‌زمان در جهت راستای ثبات نرخ تورم و افزایش میزان اشتغال با هدف افزایش توان رقابتی تولید برای استان‌های کمتر توسعه‌یافته و فقیر.

۲- کنترل ریخت و پاش‌های دولت و کنترل بودجهٔ جاری استان‌های توسعه‌یافته و افزایش بودجهٔ عمرانی استان‌های توسعه‌نیافته جهت بهبود زیرساخت‌های اقتصادی با نیل به افزایش میزان اشتغال.

۳- سیاست‌هایی در جهت کنترل تورم انجام شده و تولید در سایر بخش‌ها به‌ویژه بخش‌های تولیدی صنعتی که به نیروی جوان تحصیل‌کرده نیاز دارند، جایگزین درآمدهای نفتی شود. این مورد باعث می‌شود که شوک‌ها و نوسانات کمتری به اقتصاد وارد شود و نوسانات تورمی و اثرات منفی آن را کاهش می‌دهد.

۴- افزایش نسبی دید متوازن به تمامی استان‌های کشور با هدف کاهش مخارج دولت، بهبود توزیع درآمد، کاهش فاصلهٔ طبقاتی و افزایش میزان اشتغال.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران محترم برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

در مطالعهٔ حاضر به ترتیب نگارندهٔ اول و دوم ۳۳٪ و نگارندهٔ سوم ۳۴ ٪ در نگارش مشارکت داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– ابوترابی، محمدعلی؛ حاج امینی، مهدی؛ و توحیدی، سحر، (۱۳۹۹). «توسعهٔ مالی و مبادله سیاستی تورم–بیکاری: شواهد تجربی از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته». *پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۱(۲): ۱–۳۱. https://www.journaldfrc.ir/article_104639.html?lang=fa.

– ابونوری، اسماعیل؛ و مومیوند، جمال، (۱۳۹۷). «نوسانات سرریز بین تورم و بیکاری (اشتغال) در بخش‌های مختلف اقتصاد کلان در ایران». *مجلهٔ مطالعات اقتصادی ایران*، ۷(۱): ۸۱–۹۸. https://doi.org/10.22099/ijes.2018.28670.1437.

– اکبری، نعمت الله، (۱۳۸۴). «مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷ (۲۳): ۳۹–۶۸. https://ijer.atu.ac.ir/article_3765_2a826623588ce6bc2f7bb065b9e81e59.pdf.

– اکبری، نعمت‌الله؛ و عسگری، علی، (۱۳۸۲). «روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد». *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان*، ۱(۲): ۹۳–۱۲۲. https://ensani.ir/file/download/article/20120514170144-9183-21.pdf.

– امینی، علیرضا؛ و مرادزاده، صلاله، (۱۳۹۴). «تحلیل تاثیر آزادسازی تجارت بر نرخ بیکاری: مطالعه موردی منتخب کشورهای در حال توسعه». *فصلنامهٔ علوم اقتصادی*، ۳۱(۹): ۷۷–۹۳. DOR: 20.1001.1.25383833.1394.9.31.7.0

– جانی، سیاوش؛ نیک‌پی‌پسیان، وحید؛ و صفی‌زاده، سیما، (۱۳۹۹). «بررسی تاثیر صنعت گردشگری بر اشتغال در استان‌های کشور با رویکرد اقتصادسنجی فضایی تابلویی». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۸(۹۳): ۲۳۳–۲۶۶. DOI: 10.52547/qjerp.28.93.233

– جعفری‌صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ بالونژادنوری، روزبه؛ و ابراهیمی، ایلناز، (۱۳۹۴). «استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی: مطالعه موردی اقتصاد ایران». *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵(۴): ۱۹۳–۲۱۶. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-1647-fa.html.

– صلاح‌منش، احمد؛ آرمن، سید عزیزالله؛ و بختیاری، صدیقه، (۱۳۹۷). «بررسی رابطه تورم–بیکاری، رشد–بیکاری و تورم–رشد در اقتصاد ایران: رهیافت مدل‌های STR». *اقتصاد کاربردی*، ۸(۲۵): ۴۷–۳۳. DOR: 20.1001.1.22516212.1397.8.0.15.0.

– علیزاده، شیوا؛ عیوضلو، حسین؛ و مطلبی، معصومه، (۱۴۰۰). «تحلیل فضایی اثر تورم و بیکاری بر فقر در استان‌های ایران». *اقتصاد محاسباتی*، ۱(۱): ۲۴–۱. https://sanad.iau.ir/Journal/ecomag/Article/1045612.

– غفاری، هادی؛ صفایی‌شکیب، علی؛ و موسیوند، مریم، (۱۳۹۶). «نرخ بیکاری بهینه در ایران: رویکرد بهینه‌یابی پویا». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲۳(۶): ۲۵۶–۲۳۷. DOR: 10.22084/AES.2017.12686.2366.

– کهریزی، زهرا؛ مراسلی، عزیز؛ و عسگری، حشمت اله، (۱۳۹۷). «پویایی‌های تورم استان‌های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۷): ۱۶۷–۱۳۹. https://doi.org/10.22054/ijer.2018.10150.

– کیان‌پور، پرتو؛ امینی‌فرد، عباس؛ زارع، هاشم؛ و ابراهیمی، مهرزاد، (۱۳۹۸). «منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزینی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *دوفصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶(۱): ۲۶۷–۳۰۰. https://economic.mofidu.ac.ir/article_39006.html?lang=fa.

– محمدی، تیمور؛ ابونوری، عباسعلی؛ و محمد نژاد، رویا، (۱۳۹۴). «تحلیل رابطه علی بین نرخ تورم و بیکاری در اقتصاد ایران». *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۳۰(۹): ۲۹–۴۶.DOR: 20.1001.1.25383833.1394.9.30.2.3.

– نقدی، یزدان؛ کاغذیان، سهیلا؛ لشکری‌زاده، مریم، (۱۳۹۹). «مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر امنیت اجتماعی در ایران». *پژوهش نامه نظم و امنیت انتظامی*، ۱۳(۳): ۲۶–۱. https://www.sid.ir/paper/381367/fa.

- Abu Nouri, I. & Momiwand, J., (2017). “Spillover fluctuations between inflation and unemployment (employment) in different sectors of the macro economy in Iran”. *Iranian Journal of Economic Studies,* 7(1): 81-98. https://doi.org/10.22099/ijes.2018.28670.1437 (In Persian).

- Abu Tarabi, M. A.; Haj Amini, M. & Toheidi, S., (2019). “Financial Development and Inflation-Unemployment Policy Trade-off: Empirical Evidence from Developing and

Developed Countries". *Program and Development Research*, 1(2): 1-31. https://www.journaldfrc.ir/article_104639.html?lang=fa (In Persian).

- Ahmadi Pur, Z.; Jafarzadeh, H. & Mirzaie M. R., (2014). "Functional analysis of country divisions in implementation of land planning programs with emphasis on Iran". Regional Planning Quarterly, 14 (14): 1-12. https://jzpm.marvdasht.iau.ir/article_454.html (In Persian).

- Akbari, N., (2005). "The concept of space and how to measure it in regional studies". *Iranian Economic Research Quarterly,* 7(23), 39-68. https://ijer.atu.ac.ir/article_3765_2a826623588ce6bc2f7bb065b9e81e59.pdf (In Persian).

-- Akbari, N. & Asgari, A., (2003). "Methodology of spatial econometrics, theory and application". *Isfahan University Research Journal,* 1(2): 122-93. https://ensani.ir/file/download/article/20120514170144-9183-21.pdf (In Persian).

- Alizadeh, S.; Ayouzlou, H. & Matalabi, M., (2021). "Spatial analysis of the effect of inflation and unemployment on poverty in the provinces of Iran". *Computational Economics,* 1(1): 1-24. https://sanad.iau.ir/Journal/ecomag/Article/104561 (In Persian).

- Amini, A. & Moradzadeh, S., (2014). "Analysis of the impact of trade liberalization on the unemployment rate: a case study of selected developing countries". *Economic Sciences Quarterly,* 31(9): 77-93. Doi:20.1001.1.25383833.1394.9.31.7.0 (In Persian).

- Baxa, J.; Plašil, M. & Vašíček, B., (2017). "Inflation and the steeplechase between economic activity variables: Evidence for G7 countries". *The B.E. Journal of Macroeconomics,* 17(1): 2015-0155. https://doi.org/10.1515/bejm-2015-0155

- Blanchard, O., (2016). "Phillips Curve: Back to the 60s". *American Economic Review*, https://www.aeaweb.org/webcasts/2016/Economy.php & DOI: 10.1257/aer.p20161003

- Blanchflower, D. G. & Oswald, A. J. (1994). *The Wage Curve* (Cambridge, MA, MIT Press).

- Boltho, A., (1982). *The European Economy. Growth and Crisis*: Oxford University Press.

- Brros, C. P. & Gupta, R., (2017). "Development, Poverty and Inequality: A Spatial Analysis of South African Provinces". *The Journal of Developing Areas*, 51(1): 19-32. https://www.jstor.org/stable/26415693

- Brunner, K.; Meltzer, A. & Mcguire, G., (1976). *The Phillips Curve and labor markets*. Carnegie- Rochester Conferences in Public Policy, North Holland, Amsterdam.

- Canale, R. R. & Liotti, G., (2015). "Structural adjustment and unemployment in selected eurozone countries". *The Australian Economic Review,* 48(2): 113-121. https://doi.org/10.1111/1467-8462.12094

- Cross, R., Ed. (1988). *Unemployment, Hysteresis, and the Natural Rate Hypothesis*. Oxford and New York: Basil Blackwell.

- De Grauwe, P., (2016). "The legacy of the Eurozone crisis and how to overcome it". *Journal of Empirical Finance,* 39: 147-155. https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2016.01.015

- Elhorst, J. P., (2010). *Spatial panel data models. In: Fischer MM, Getis A (eds) Handbook of applied spatial analysis,* Springer, Berlin, Heidelberg and New York, 377-407. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8_3

- Eliasson, A. C., (2001). "Is the short-run Phillips curve nonlinear? Empirical evidence for Australia, Sweden and the United States". *Sveriges Riksbank Working Paper Series, 124*. https://hdl.handle.net/10419/82422

- Friedman, M., (1968). "The Role of monetary policy". *American Economic Review*, 58: 1-17. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-349-24002-9_11

- Ganika, G. & Putra, R. M., (2022). "Causal Relationship between Inflation and Unemployment in Indonesia 1986-2018: A Phillips Curve Analysis". *Tirtayasa Ekonomika*, 17(1): 45-54. DOI: http://dx.doi.org/10.35448/jte.v17i1.13585

- Ghaffari, H.; Safai-Shakib, A. & Mosivand, M., (2016). "Optimal unemployment rate in Iran: dynamic optimization approach". *Applied Economic Studies of Iran,* 23(6): 256-237. Doi: 10.22084/AES.2017.12686.2366 (In Persian).

- Glauben, T.; Herzfeld, T.; Rozelle, S. & Wang, X. B., (2012). "Persistent Poverty in Rural China: Where, Why, and How to Escape?". *World Development,* 40: 784-795. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.09.023

- Grubb, D., (1986). "Topics in the OECD countries Phillips Curve". *Economic Journal*, 96: 741-809.

- Guerrieri, P., (2013). *The Rise of Unemployment in the Eurozone: The Worst of the Crisis is Not Over.* Retrieved from https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/TT20-italy_guerrieri-2.pdf

- Hekmatneia, H. & Mousavi, M. N., (2013). *Application of the model in geography with emphasis on urban and regional planning.* Azad Peyama Publication, Third Edition, Tehran.

- Ho, S. Y. & Iyke, B. N., (2019). "Unemployment and inflation: Evidence of a nonlinear Phillips curve in the Eurozone". *The Journal of Developing Areas*, 53(4): https://www.jstor.org/stable/26598330

- Iwasaki, Y.; Muto, I. & Shintani, M., (2021). "Missing wage inflation? Estimating the natural rate of unemployment in a nonlinear DSGE model". *European Economic Review*, 132: 103626. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103626

- Jafari Samimi, A.; Tehranchian, A.; Balunjad Nouri, R. & Ebrahimi, I., (2014). "Phillips Curve Extraction Using Stochastic Dynamic General Equilibrium Open Model: A Case Study of Iran's Economy". *Journal of Economic Research,* 15(4): 193-216. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-1647-fa.html (In Persian).

- Jani, S.; Nikpey Pesyan, V. & Safizadeh, S., (2019). "Investigating the impact of the tourism industry on employment in the country's provinces with a panel spatial econometric approach". *Economic research and policies,* 28(93): 233-266. Doi: 10.52547/qjerp.28.93.233 (In Persian).

- Kanbur, R. & Venables, A. J., (2005). *Spatial Inequality and Development.* Oxford: Oxford University Press

- Karimi Moghari, Z. & Barati, J., (2017). "Determining the Level of Regional Inequality in Iran's Provinces: Multi-dimensional Composite Index Analysis". *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Studies,* 7(26): 49-70. Doi: 20.1001.1.22285954.1396.7.26.3.3 (In Persian).

- Kehrizi, Z.; Messali, A. & Asgari, H., (2017). "Dynamics of Inflation in Iran's Provinces: A Spatial Econometric Approach". *Economic Research of Iran,* 23(77): 139-167. https://doi.org/10.22054/ijer.2018.10150 (In Persian).

- Keynes, J. M., (1936). "The supply of gold". *The Economic Journal*, 46(183): 412-418. https://doi.org/10.2307/2224879

- Khalesi, G. & Piraei, Kh., (2014). "Relationship between Economic Growth and Income Inequality Iran's Provinces". *Quarterly Journal of Economic Research,* 16(2): 155-171. Doi:20.1001.1.17356768.1395.16.2.6.1

- Kianpour, P.; Amini Fard, A.; Zare, H. & Ebrahimi, M., (2018). "Neo-Keynesian Hybrid Phillips Curve in the Framework of Stochastic Dynamic General Equilibrium Model". *Bi-quarterly Scientific Journal of Economic Studies and Policies,* 6(1): 267-300. https://economic.mofidu.ac.ir/article_39006.html?lang=fa (In Persian).

- Knudsen, C., (2002). *Shift-share Analysis, Further Examination of Models for the Description of Economic change.* Department of Geography, Bloomington, USA. https://doi.org/10.1016/S0038-0121(99)00016-6

- Layard, R. & Nickell, S., (1990). "Is unemployment lower if unions bargain over employment?". *Quarterly Journal of Economics*, 3: 773–787. https://doi.org/10.2307/2937898

- Layard, R. & Nickell, S., (1986). "Unemployment in Britain". *Economica*, 53: 121–169. https://doi.org/10.2307/2554377

- Lesage, J. P., (1999). *Spatial Econometrics.* University of Toledo.

- Getis, A. & Ord, J.K., (1992). "The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics". *Geographical Analysis,* 24(3): 189-206. https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x

- Li, G. & Fang, C., (2013). "Analyzing the Multi-Mechanism of Regional Inequality in China". *The Annals of Regional Science,* 52(1): 155-182. https://doi.org/10.1007/s00168-013-0580-2

- Liao, F. H. & Wei, Y. D., (2015). "Space, Scale, and Regional Inequality in Provincial China: A Spatial Filtering Approach". *Applied Geography, 61*: 94-104. https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2014.12.022

- Liao, F. H. & Wei, Y. D., (2016). *Sixty Years of Regional Inequality in China: Trends, Scales and Mechanisms.* Working Paper Series N° 202. Rimisp, Santiago, Chile.

- Lucas, R. E., (1976). "Econometric policy evaluation: A critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1: 19-46.

- Lucas, R. E. & Rapping, L. A., (1969). "Real wages, employment and inflation". *Journal of Political Economy*, 77(5): 721–754. https://doi.org/10.1086/259559

- Mangapuram, V. R., (2022). "A Constant Gain Learning Explanation of US Post War Inflation and Unemployment". *Journal of Quantitative Economics*, 1-21. https://doi.org/10.1007/s40953-022-00315-w

- Meloni, W. P.; Romaniello, D. & Stirati, A., (2022). "Inflation and the NAIRU: Assessing the role of long-term unemployment as a cause of hysteresis". *Economic Modelling*, 105900. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105900

- Mohammadi, T.; Abu Nouri, A. A.; Mohammad Nejad, R., (2014). "Analysis of the causal relationship between inflation rate and unemployment in Iran's economy". *Economic Sciences Quarterly,* 30(9)*:* 29-46. Doi:20.1001.1.25383833.1394.9.30.2.3 (In Persian).

- Musso, A.; Stracca, L. & van Dijk, D. J., (2009). "Instability and nonlinearity in the euro area Phillips Curve". *International Journal of Central Banking,* 5(2): 181-212. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1010956

- Naghdi, Y.; Kagaziyan, S. & Lashkarizadeh, M., (2019). "Comparison of the effects of inflation and unemployment on social security in Iran". *Police Order and Security Research Journal,* 13(3): 1-26. https://www.sid.ir/paper/381367/fa (In Persian).

- Önder, A. Ö., (2009). "The stability of the Turkish Phillips curve and alternative regime shifting models". *Applied Economics,* 41(20): 2597-2604. https://doi.org/10.1080/00036840701222645

- Phelps, E. S., (1968). "Money-wage dynamics and labor-market equilibrium". *Journal of Political Economy*, 76: 678–710. https://doi.org/10.1086/259438

- Phillips, A. W., (1958). "The relationship between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom". *Economica*, 25: 258-299. https://doi.org/10.2307/2550759

- Pissarides, C. A., (2013). "Unemployment in the great recession". *Economica*, 80(319): 385-403. https://doi.org/10.1111/ecca.12026

- Popescu, C. C. & Diaconu, L., (2022). "Inflation–Unemployment Dilemma. A Cross-Country Analysis". *Scientific Annals of Economics and Business*, 69(3): 377-392. https://ideas.repec.org/a/aic/saebjn/v69y2022i3p377-392n1.html

- Salah Menesh, A.; Armen, S. A. & Bakhtiari, S., (2017). "Examining the relationship between inflation-unemployment, growth-unemployment and inflation-growth in Iran's economy: the approach of STR models". *Applied Economics,* 8(25): 47-33. Doi:20.1001.1.22516212.1397.8.0.15.0 (In Persian).

- Sasongko, G. & Huruta, A. D., (2019). "The causality between inflation and unemployment: the Indonesian evidence". *Business: Theory and Practice*, 20: 1-10.

- Schmidt, M. G., (1986). "The Politics of Labour Market Policy Structural and Political Determinants of Rates of Unemployment in Industrial Nations". In: F. G. Castles, F. Lehner, & M. G. Schmidt (Eds.), *Managing mixed economies*: W. de Gruyter.

- Seyfried, W. L. & Ewing, B. T., (2001). "Inflation Uncertainty and Unemployment: Some International Evidence". *The American Economist,* 45(2): 33-39. https://doi.org/10.1177/056943450104500204

- Smith, R. & Zoega, G., (2007). "Global unemployment shocks". *Economics Letters,* 94(3): 433-438. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.09.002

- Thornton, J., (1988). "Inflation and Output Growth: Some Time Series Evidence, A Note". *The American Economist,* 32(2): 55-58. https://doi.org/10.1177/056943458803200209

- Verdugo, G., (2016). "Real wage cyclicality in the Eurozone before and during the Great Recession: Evidence from micro data". *European Economic Review,* 82: 46-69. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.11.001

- Weber, A. A., (1994). "Testing Long-Run Neutrality: Empirical Evidence for G7 Countries with Special Emphasis on Germany". *Center for Economic Policy Research, Discussion Paper*, No. 1042. https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)00014-X

- Wei, Y. H. D. & Fan, C. C., (2000). "Regional inequality in China: A case study of Jiangsu province". *Professional Geographer*, 52: 455-469. https://doi.org/10.1111/0033-0124.00238

- Zayed, N. M.; Islam, M. R. & Hasan, K. R., (2018). "Testing Phillips curve to examine the inflation rate regarding unemployment rate, annual wage rate and GDP of Philippines: 1950-2017". *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 22(5): 1-9.

Vol. 13, No. 49, Spring (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Scientific Association of Regional Development Economics

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**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

Monetary and Currency Policies and Liquidity Risk of Commercial Banks with Emphasis on the Sanctions Period

Mostafa Tarabnejad Esfahani[1], Mahmoud Mahmoudzadeh[2], Masoud Sufi Majidpour[3], Amir Gholamabri[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27214.3543
Received: 2022.12.12; Accepted: 2023.03.07
Pp: 131-154

Abstract

The policies used by governments in emerging and developing economies during the financial transition have always faced the question of what impact the central bank's interventionist monetary and currency policies have had on banks' risk-taking. In this research, the impact of monetary and foreign exchange policy on the risk-taking of commercial banks was investigated, and in this way, a sample consisting of 15 stock-exchange banks from 1386 to 1400 was investigated using the quintile regression method and the state space method. The estimation results showed that monetary and currency policies have a positive relationship with liquidity risk. In addition, the findings showed that with the beginning of sanctions, the liquidity risk of banks has increased and the impact of monetary and currency policies on larger banks has increased. Therefore, small banks are less likely to go bankrupt compared to large banks.

Keywords: Monetary Policy, Exchange Rate Policy, Liquidity Risk, Quintile, State Space.
JEL Classification: E4, E5, E6.

1. PhD in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Firuzkoh, Iran
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Firuzkoh, Iran (Corresponding Author).
Email: Mahmod.ma@yahoo.com
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Firuzkoh, Iran.
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Firuzkoh branch, Islamic Azad University, Firuzkoh, Iran

Citations: Torabnezhad Esfahani, M.; Mahmoudzadeh, M.; Soufi Majidpour, M. & Gholamabri, A., (2024). "Monetary and Currency Policies and Liquidity Risk of Commercial Banks with Emphasis on the Sanctions Period". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 131-154. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27214.3543
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5034.html?lang=en

1. Introduction

Concerns related to the risk of banks, such as the increase in non-current claims, the increase in interest rates, etc., have always been the focus of financial and banking experts, which have their roots in the unfavorable conditions of the macroeconomics and the performance of banks (Mahrous et al., 2020). This research tries to link the microeconomics of banks to the macroeconomics and provide an explanation for the risk management of banks. Developments and challenges that occur in the field of macroeconomics, through the channel of assets and liabilities, strongly affect banks and in the long term, they spread to the real sector of the economy, and in this regard, the role of banks It is important as financial intermediaries. This issue is so important that the subsequent global and regional financial crises, such as the 2008 financial crisis, have had a significant impact on the global economy. The economic conditions should be sufficiently strengthened by strengthening the risk management of the banking network, and through capital and liquidity requirements, it should clearly seek to prevent the occurrence of financial crises (Amobila, 2017).

2. Materials and Methods

STATA software will be used to test the research model, and the quintile method and state space method have been used to evaluate the basic model. Considering that the size of the considered banks in the statistical population is different, the use of common methods such as panel data regression makes the coefficients of all banks to be the same. To solve this problem, we use the quintile method, which, based on the type of low, medium and high quintile, obtains the effectiveness of monetary and currency policies on bank risk based on the size of the bank and the risk-taking of banks separately. And as a result, the coefficient that is estimated for large and small banks will be a different coefficient, and as a result, the coefficient bias will be lower. On the other hand, by using the state space method, first, the coefficients obtained by the quintile method are examined. The second feature of the state space method is that it presents the value of the coefficients in different years and the bank's risk-taking behavior and examines it during the period of sanctions and without sanctions.

3. Data

The data collected from the panel of Iranian listed banks; has been used including Saderat Bank, Tejarat, Mellat, Saman, Shahr, Pasargad, Capital, New Economy, Post Bank, Persian, Iran Zemin, Middle East, Karafrin, Day and Sina. According to the time domain of the research (1386-1400), it is annual and the sample has been selected sufficiently in such a way that the selected sample is favorable to the statistical population and the possibility of generalizing the results to the entire statistical population based on statistical criteria is certain. The data used to measure the risk-taking behavior of banks and their unique characteristics have been extracted from the Central Bank database and the Coda site. It should be noted that the control variables in this research are considered based on the structure of domestic banks and the possibility of connection with the dependent variable, and among several control variables that have the ability to influence the dependent variable based on theoretical literature and previous studies. Internal, control variables such as; Bank size, profitability, competitiveness, inflation rate and economic growth are selected.

4. Discussion

The results show that there is a direct relationship between monetary policy and liquidity risk. When monetary policy increases by 1%, liquidity risk increases by 0.04% (according to Q50). Because if an expansionary monetary policy is applied in the country, the number of deposits and short-term debts of banks will increase. As a result, the ratio of liquid assets to deposits and short-term debts increases and the liquidity risk of banks also increases. The impact of monetary policy on liquidity risk is different in the upper quintile (Q75) and the lower quintile (Q25). The impact of monetary policy for banks with low liquidity risk is equal to 0.08 and for banks with high liquidity risk is equal to 0.06. This means that banks with higher liquidity risk are less affected by monetary policy. Therefore, the expansionary monetary policy causes an increase in the current and short-term deposits of the banks, and as a result, the liquid assets of the banks increase. With this increase according to the definition of liquidity risk, this risk increases for banks.

Using the estimation of the state space method, the obtained coefficient for monetary policy is qualitatively similar to the estimation of quintile regression and is equal to 0.17. But the second feature of the space state regression method is that it shows the value of the coefficients in different years. The impact of monetary policy on liquidity risk has been different in different years, but its trend has been increasing. With the intensification of sanctions since 2009, liquidity risk has always increased. That is, during the sanctions period, due to the increase in monetary volume and expansionary monetary policy, the liquidity risk of banks has always increased.

There is a direct relationship between the liquidity risk and the exchange rate, and with a 1 per cent increase in the exchange rate, the liquidity risk of banks increases by 0.03 per cent. Therefore, the currency policy leads to an increase in the supply of dollars in the market, so the number of money increases, and as a result, the current and short-term deposits of banks increase. As a result, the liquid assets of banks increase and the liquidity risk of banks increases.

The effect of foreign exchange policy on banks with low liquidity risk is equal to 0.06 and for Banks with high liquidity risk is equal to 0.04. This means that banks with higher liquidity risk are less affected by foreign exchange policy. Using the estimation of the space state method, the obtained coefficient for the current policy is equal to 0.68, which qualitatively confirms the results of the quintile regression. But the feature of the state space regression method is that it presents the value of the coefficients in different years. With the intensification of sanctions since 1389 and the start of sanctions on Iran's banking sector, the impact of foreign exchange policy on liquidity risk has increased from 0.61 in 1389 to 0.84 in 1400.

5. Conclusion

The main purpose of this study was to examine the relationship between monetary policy and foreign exchange policy with the liquidity risk of listed banks in Iran between 1386 and 1400, emphasizing the two sanctions periods. In line with this goal, the role of bank size, profitability, competitiveness, inflation rate and economic growth in adjusting the effect of monetary policy and currency policy on banks' liquidity risk was investigated. The research results showed that the relationship between monetary policy and liquidity risk is positive and significant. Using low and high quintiles, it can be said that banks with higher liquidity risk are less affected by monetary policy. From the point of view of the state space

method, the results of quintile regression are confirmed. Also, there is a positive and significant relationship between the exchange rate and liquidity risk. According to the lower and upper quintiles, banks with higher liquidity risk are less affected by the currency policy. With the help of the regression results of the state of space, it can be said that in both periods of sanctions, the effect of monetary and currency policies on liquidity risk increased, but this effect was much greater in the second period of sanctions.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to express their gratitude to the editor and anonymous reviewers of the Iranian Quarterly Journal of Applied Economic Studies for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

The authors declare that due to the extraction of the article from the doctoral thesis, the writing was done by the first author with the guidance and supervision of other authors.

Conflict of Interest

The author declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

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

سیاست‌های پولی و ارزی و ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری با تأکید بر دورهٔ تحریم

مصطفی تراب‌نژاد اصفهانی[۱]، محمود محمودزاده[۲]، مسعود صوفی‌مجیدپور[۳]، امیر غلام‌ابری[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.27214.3543
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۶
صص: ۱۵۴-۱۳۱

چکیده

سیاست‌های به‌کار گرفته شده توسط دولت‌ها در اقتصادهای نوظهور و درحال توسعه در دوران گذار مالی همواره با این پرسش مواجه بوده است که سیاست‌های پولی و ارزی مداخله‌جویانه بانک مرکزی چه تأثیری بر ریسک-پذیری بانک‌ها داشته است. در این پژوهش به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر ریسک‌پذیری بانک-های تجاری پرداخته و در این مسیر یک نمونه متشکل از ۱۵ بانک بورسی از سال ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل و روش حالت فضا مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج برآورد نشان‌داد که سیاست‌های پولی و ارزی با ریسک نقدینگی رابطهٔ مثبت دارند. افزون‌بر این، یافته‌ها نشان‌داد با آغاز تحریم‌ها ریسک نقدینگی بانک‌ها افزایش‌یافته است و تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر بانک‌های بزرگ‌تر افزایش‌یافته است؛ بنابراین بانک‌های کوچک در مقایسه با بانک‌های بزرگ از احتمال ورشکستگی کمتری برخوردارند.

کلیدواژگان: سیاست پولی، سیاست ارزی، ریسک نقدینگی، کوانتایل، حالت فضا.
طبقه‌بندی JEL: E4, E5, E6.

۱. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
Email: Mostafa.torabnezhad66@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Mahmod.ma@yahoo.com
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
Email: Masoodsoufi@gmail.com
۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
Email: Amirgholamabri@gmail.com

ارجاع به مقاله: تراب‌نژاداصفهانی، مصطفی؛ محمودزاده، محمود؛ صوفی‌مجیدپور، مسعود؛ غلام‌ابری، امیر، (۱۴۰۳). «سیاست‌های پولی و ارزی و ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری با تأکید بر دورهٔ تحریم». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۱۳۱-۱۵۴. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27214.3543
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5034.html?lang=fa

۱. مقدمه

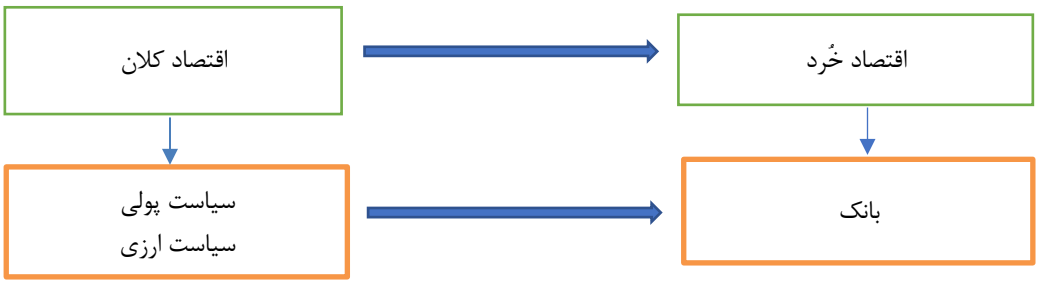
رفتار متغیرهای کلان اقتصاد ایران در شرایط کنونی نشان از ظهور معمایی دارد که جهت اتخاذ رویکرد صحیح در سیاست پولی و نظارتی بانک مرکزی، نیازمند تبیینی روشن و قانع‌کننده است. اقتصاد خُرد بانک‌ها در صورت‌های مالی منعکس می‌شود که معیارهای اندازه‌گیری و شناخت اقلام آن تابع اصول و استانداردهای حسابداری است؛ بنابراین نیاز به استفاده از مدلی داریم تا ارتباط بین مفاهیم و تکنیک‌های حسابداری با مفاهیم اقتصاد کلان را برقرار نماید (نمودار ۱) و ارقام ترازنامهٔ نظام بانکی را با مقادیر متغیرهای اقتصاد کلان مرتبط نماید. یکی از مهم‌ترین مفاهیم نظام بانکی ریسک بانک‌هاست که بررسی ارتباط آن با متغیرهای اقتصاد کلان ازجمله سیاست پولی و ارزی بسیار مهم است. سیاست پولی کارا، سیستم بانکی را کارآمدتر نموده و موانع جریانات پولی و مالی که بانک‌ها و مشتریان با آن روبه‌رو هستند را می‌تولند کاهش دهد. به اعتقاد «ایولتا» و «وو»[1] (۲۰۰۶) رابطهٔ مناسب سیاست‌های پولی و اجرایی‌سازی آن توسط بانک‌ها مشکل اکثر کشورها می‌باشد.

دغدغه‌های مربوط به ریسک بانک‌ها ازجمله افزایش مطالبات غیرجاری، افزایش نرخ سود و... همواره موردتوجه کارشناسان امور مالی و بانکی بوده است که این امر ریشه در شرایط نامساعد اقتصاد کلان و عملکرد بانک‌ها داشته است (ماهروس و همکاران[2]، ۲۰۲۰؛ مونتس و پایسوتو[3]، ۲۰۱۴؛ حاج‌موسوی و همکاران، ۱۴۰۰؛ گودرزی‌فراهانی و همکاران، ۱۴۰۰؛ باستین و همکاران، ۱۳۹۹). این پژوهش مطابق با نمودار (۱) سعی‌دارد اقتصاد خُرد بانک‌ها را به اقتصاد کلان پیوندزده و تبیینی برای مدیریت ریسک بانک‌ها فراهم نماید. ارتباط بین ریسک بانک‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان موضوعی است که در ابتدا در منطقهٔ اتحادیه اروپا همواره به‌عنوان یک مسأله اساسی مطرح بوده است و بعداً بانک‌های کشورهای درحال توسعه را به‌سمتی سوق‌داد که خود را مطابق با ثبات مالی و مقررات بانک‌داری تجهیز نموده و در جهت بهبود شرایط اقتصادی گام برداشتند. تحولات و چالش‌هایی که در حوزهٔ اقتصاد کلان روی‌می‌دهد از طریق کانال دارایی و بدهی، بانک‌ها را به‌شدت تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و در بلندمدت به بخش واقعی اقتصاد سرایت نموده و در این‌راستا نقش بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌گران مالی حائز اهمیت است. این مسأله تا آنجا مهم است که بحران‌های مالی جهانی و منطقه‌ای متعاقب آن هم‌چون بحران مالی ۲۰۰۸م. به‌طور معنی‌داری در اقتصاد جهانی اثرگذار بوده است. شرایط اقتصادی باید با تقویت مدیریت ریسک شبکهٔ بانکی به اندازهٔ کافی تقویت شده و از طریق الزامات سرمایه‌ای و نقدینگی به‌طور آشکار درصدد پیش‌گیری از وقوع بحران‌های مالی برآید.

این پژوهش با رویکرد سیاستی دو هدف اصلی را دنبال می‌کند؛ اول تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر ریسک نقدینگی موجود در نظام بانکی ایران و دوم تأثیرتحریم‌های بانکی بر ریسک نقدینگی بانک‌ها می‌باشد. بدین‌ترتیب، تمرکز ما، تعیین تجربی رابطهٔ بین سیاست پولی و ریسک نقدینگی و هم‌چنین رابطهٔ بین سیاست ارزی و ریسک نقدینگی بانک‌های بورسی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰هش. است. بر این‌مبنا بعد از مقدمه، بخش دوم پژوهش به تشریح مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش می‌پردازد. بخش سوم به توصیف داده‌ها و تصریح

1. Iwata & Wu (2006)
2. Mahrous er al.
3. Montes & Peixoto

مدل می‌پردازد. بخش چهارم نتایج این پژوهش را نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و ارزی از چندین محور ترازنامهٔ نظام بانکی را تضعیف می‌کند. علاوه‌بر این تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر ریسک بانک‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. هم‌چنین تأثیر اندازهٔ بانک، سودآوری و رقابت‌پذیری را در تعدیل رفتار ریسک نقدینگی بانک‌ها تعیین می‌کند. نتایج شواهدی از وجود یک کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی در بانک‌های ایرانی با استفاده از معیار ریسک نقدینگی نشان می‌دهد. این پژوهش هم‌چنین به بررسی نقش نرخ ارز در تعیین ریسک‌پذیری به‌دلیل ارتباط نزدیک بین حجم پول و نرخ ارز پرداخته است؛ نهایتاً بخش آخر این پژوهش به‌عنوان جمع‌بندی، خلاصه‌ای از نتایج و چندین‌محور را در قالب پیشنهاد سیاستی ارائه می‌دهد.



نمودار ۱: ارتباط سیاست‌های پولی و ارزی با بانک در قالب ارتباط بین اقتصاد خُرد و کلان (آموبیلا[1]، ۲۰۱۷).

Graph. 1: The relationship between monetary and foreign exchange policies to the bank in the form of a relationship between micro and macro economy (Amobila, 2017).

۲. مبانی نظری

یکی از اصول عمومی مدیریت بانک‌ها، مدیریت نقدینگی است، بانک‌ها به دو دلیل عمده به نقدینگی نیاز دارند:

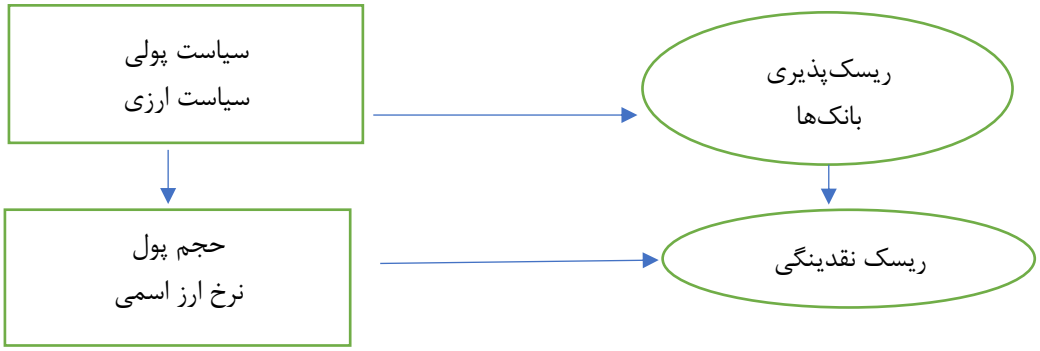
- پاسخ به تقاضای سپرده‌گذاران (پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده) و نیز نوسان در ترازنامهٔ بانک؛
- جذب منابع جدید به‌منظور اعطای تسهیلات بانکی و کسب درآمد.

براساس نظریهٔ «درهمن» و «نیکولائو»[2] (۲۰۰۹) ریسک نقدینگی بر دو نوع است؛ ریسک نقدینگی تأمین وجوه و ریسک نقدینگی دارایی (بازار). ریسک نقدینگی تأمین وجوه یا ریسک جریان نقدی به ناتوانی بانک در پرداخت تعهدات در سررسید یا در هنگام مراجعه سپرده‌گذار برمی‌گردد. ریسک نقدینگی دارایی به‌عنوان زیان ناشی از ناتوانی در تبدیل دارایی‌ها به پول نقد، هنگام نیاز به آن تعریف می‌شود و زمانی بروز می‌کند که معامله با قیمت رایج بازار میسر نباشد؛ بنابراین ریسک نقدینگی یکی از متداول‌ترین ریسک‌های رویارویی بانک‌هاست و مدیریت صحیح آن ضروری است تا از هدر رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از نقدینگی مازاد جلوگیری نموده و با اعطای تسهیلات، بازدهی بیشتری کسب و آمادگی مناسب را برای رویارویی با شرایط بحرانی و کسری منابع نقد به‌دست آورند (کفایی و راهزانی، ۱۳۹۶).

---

[1]. Gabriel Amobila
[2]. Nikolaou & Drehmann

برای بررسی ارتباط نظری بین سیاست‌های پولی و ارزی با ریسک نقدینگی مطابق با نمودار (۲) طی یک چارچوب نظری ابتدا، رابطهٔ بین سیاست پولی با ریسک‌پذیری بانک‌ها بررسی می‌شود که در آن حجم پول به‌عنوان سنجه‌ای برای سیاست پولی درنظر گرفته شده است و ریسک نقدینگی معیاری برای ریسک‌پذیری بانک‌ها است. در ادامه، رابطهٔ بین سیاست ارزی با ریسک‌پذیری بانک‌ها بررسی می‌شود. براساس ادبیات بررسی‌شده تاکنون، می‌توان نتیجه گرفت که رابطهٔ بین سیاست پولی و نرخ ارز دوطرفه است و هر دو متغیر می‌توانند به‌طور مستقل بر ریسک بانک‌ها تأثیر بگذارند. انتظار می‌رود نرخ ارز بر ریسک بانک‌ها عمدتاً از طریق تورم تأثیر بگذارد (چانگ و ولاسکو[1]، ۲۰۰۰).



نمودار ۲: ارتباط بین سیاست‌های پولی و ارزی و ریسک نقدینگی (گاگنون و ایهریگ[2]، ۲۰۰٤).

Graph. 2: The relationship between monetary and exchange policies and liquidity risk (Gagnon & Ihrig, 2004).

۲-۱. سیاست پولی و ریسک‌پذیری

سیاست پولی می‌تواند هدف یا اهداف متنوعی را دنبال نماید. عموماً مهم‌ترین هدف سیاست پولی حفظ ثبات قیمت‌ها یا به‌عبارتی کنترل تورم است. اما در کنار آن، سیاست پولی در بسیاری از کشورها هدف ثبات تولید (رشد اقتصادی) را نیز دنبال می‌نماید. در سال‌های اخیر به‌ویژه پس از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸م.، کاهش ریسک و حفظ ثبات مالی نیز به یکی از اهداف مهم سیاست پولی تبدیل شده است؛ بنابراین باید توجه‌داشت که بانک مرکزی به‌عنوان متولی اصلی سیاست پولی، هم‌زمان باید اهداف متنوع و در بعضی مواقع متضاد شامل حفظ ثبات قیمت‌ها، حفظ ثبات تولید و حفظ ثبات مالی را به‌عنوان اهداف نهایی جانبی سیاست پولی پیگیری نماید. بر این‌مبنا، زمانی پیچیدگی و مسئولیت ویژهٔ بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی به‌خوبی مشخص خواهد شد که این اهداف سه‌گانهٔ بانک مرکزی (حفظ ثبات قیمت‌ها، حفظ ثبات تولید و حفظ ثبات مالی) به‌عنوان متولی سیاست

1. Chang & Velasco
2. Gagnon & Ihrig

پولی را در کنار یک‌دیگر قرار دهیم و به این نکته توجه نماییم که دستیابی هم‌زمان به تمامی این اهداف ممکن است نه‌تنها در دسترس نباشد، بلکه در تقابل با یک‌دیگر قرار گیرد (آموبیلا، ۲۰۱۷).

یکی از مهم‌ترین کانال‌هایی که سیاست پولی و ثبات مالی را به‌هم مرتبط می‌کند، کانال ریسک‌پذیری است؛ کانال ریسک‌پذیری به این اشاره دارد که سیاست پولی با اثرگذاری بر میزان ریسک‌پذیری بانک‌ها، می‌تواند بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد مؤثر باشد. تجربهٔ بحران مالی ۲۰۰۸م. نشان‌داد که بانک‌ها به‌دنبال سیاست پولی انبساطی با افزایش ریسک‌پذیری، به عرضهٔ وام‌های ریسکی پرداختند که این موجب افزایش نسبت بدهی به دارایی بانک‌ها شده و درنهایت به ایجاد بی‌ثباتی مالی و وقوع بحران منتهی شد. نظام بانکی در تمام دنیا نقش مهمی در تأمین مالی دارد، به‌تبع آن در اقتصاد ایران نیز بانک‌ها سهم مهمی را در تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌کنند. از این‌جهت، وجود کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی با ایجاد اختلال در استحکام نظام بانکی، تأثیر منفی‌بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد دارد؛ زیرا یکی از پیامدهای منفی ریسک‌پذیری، عرضهٔ وام‌های ریسکی و افزایش احتمال عدم بازپرداخت وام و درنتیجه کاهش توان وام‌دهی بانک‌ها برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. این اقدام موجب افزایش احتمال نکول و افزایش تسهیلات غیرجاری شده و به‌دنبال آن ریسک‌های بانکی افزایش می‌یابد و فعالیت و نحوهٔ عملکرد بانک‌ها را تغییر می‌دهد (کفایی و راهزانی، ۱۳۹۶). ازطرف دیگر، وقتی نرخ بهره بسیار بالا باشد، باعث افزایش ریسک‌پذیری بانک‌ها از کانال افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها می‌شود (آموبیلا، ۲۰۱۷).

قبل از بحران مالی ۲۰۰۸م.، سیاست پولی توجه چندانی به ثبات مالی نداشت، زیرا به‌طور سنتی نقش سیاست پولی عمدتاً براساس ثبات قیمت‌ها درنظر گرفته می‌شد، درحالی‌که سیاست‌های احتیاطی کلان به‌عنوان وظیفهٔ مقامات نظارتی تلقی می‌شد. دستیابی به ثبات در سیستم مالی باوجود این بحران، مبنای محکمی برای این استدلال ایجاد کرده است که تصمیمات سیاستی با هدف ثبات مالی، دیگر نمی‌تواند بدون توسل به تأثیر سیاست پولی اتخاذ شود؛ هم‌چنین، تصمیمات سیاست پولی باید پیامدهای ثبات مالی را درنظر بگیرند. این سؤال که سیاست پولی چگونه به انگیزه‌های ریسک‌پذیری بانک‌ها منتقل می‌شود، در بحث رابطهٔ بین سیاست پولی و ثبات مالی یک موضوع محوری بوده و به پیدایش کانال به اصطلاح ریسک‌پذیری سیاست پولی منجر شده است.

کانال‌های انتقال سیاست پولی تحت‌تأثیر عوامل بسیار زیادی است. در اقتصاد ایران یک عامل تأثیرگذار، تحریم است. از دههٔ ۱۹۹۰م.، بسیاری از دانشگاهیان، متخصصان علوم سیاسی و اقتصادی، توجه خود را به موضوع تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان یک ابزار بسیار مهم در سیاست خارجی متمرکز کردند. محققان تلاش کرده‌اند تا محدودیت‌ها، تأثیرات اقتصادی و اثربخشی آن‌ها را ارزیابی کنند. به‌طور سنتی، محققان استدلال می‌کنند که تحریم‌ها یک ابزار اصلی پیش‌گیری از درگیری است؛ با این‌وجود، استدلال می‌شود که تبعات تحریم‌های اقتصادی می‌تواند گاهی ویران کننده‌تر از جنگ و درگیری‌های نظامی باشد (سوریکو[1]، ۲۰۰۳). امروزه، تحریم‌های اقتصادی به یکی از مهم‌ترین ابزارهای دولت‌ها در سیاست بین‌الملل تبدیل شده است (کارتریت و لوپز[2]، ۲۰۰۰). این اقدامات برای ایجاد تغییر در برخی سیاست‌های کشور هدف با وارد کردن خسارت اقتصادی طراحی شده است که به آن‌ها

---

1. Surico
2. Cortright & Lopez

به‌عنوان یک گزینهٔ غیرخشونت‌آمیز و انسانی‌تر برای پیش‌گیری از مداخلهٔ نظامی پرداخته می‌شود (نانکریچ و نامیر[1]، ۲۰۱۵). با این‌وصف، یکی از ابزارهایی که در زمان تحریم دستخوش تغییراتی می‌گردد سیاست‌های پولی و ارزی می‌باشد. تغییر این سیاست‌ها نیز همان‌طور که گفته شد تأثیرات زیادی بر عملکرد بنگاه‌های اقتصادی به‌خصوص بانک‌های تجاری خواهد داشت.

۲-۲. سیاست ارزی و ریسک‌پذیری

یکی دیگر از عواملی که در شکل‌گیری و تشدید بحران‌های مالی مؤثر است، نرخ ارز می‌باشد که ریسک‌پذیری و بازدهی بانک‌ها را متأثر می‌سازد. نوسانات ارزی سال‌های اخیر در اقتصاد ایران نیز به‌عنوان یک ریسک مالی، در کنار بسیاری از ریسک‌های غیرمالی دیگر هم‌چون تحریم، شرایطی را ایجاد نمود که منجر به انقباض در بخش واقعی اقتصاد و بروز تلاطم در بازار مالی و دیگر بازاها گردید. در این‌میان میزان اثرپذیری شبکهٔ بانکی ایران از این نوسانات یکی از مسائل مهمی است که پاسخ‌گویی به آن می‌تواند نشان‌دهندهٔ میزان استحکام بانک‌های ایران در برابر بحران‌های مالی باشد.

سازوکار تأثیرپذیری شبکهٔ بانکی از بحران ارزی بدین‌صورت است که با افزایش نرخ ارز از یک‌سو منجر به افزایش ارزش دارایی‌های ارزی بانک شده و از سویی دیگر، باعث کاهش ارزش پول داخلی می‌شود. بازار دارایی‌های ارزی نیز بازار موازی سپرده‌های بانکی بوده و در صورت افزایش نرخ ارز جذاب‌تر شده و به‌دلیل کاهش ارزش پول داخلی، سپرده‌گذاران تمایل بیشتری برای ورود به این بازار خواهند داشت؛ بنابراین بانک با افزایش تقاضای نقدینگی سپرده‌گذاران و ناکافی شدن منابع نقدی برای پاسخ‌گویی به تعهدات خود با مشکلات نقدینگی مواجه می‌شود، پس در معرض ریسک نقدینگی قرار خواهد گرفت (کفایی و راهزانی). هم‌چنین افزایش نرخ واقعی ارز معمولاً منجر به بروز بحران‌های بانکی می‌گردد و دلیل این امر را اثر منفی افزایش نرخ ارز بر سودآوری شرکت‌ها می‌دانند. درنتیجه افزایش نرخ ارز منجر به کاهش قدرت بنگاه‌ها برای بازپرداخت وام‌های دریافت شده و بنابراین ریسک اعتباری بانک افزایش می‌یابد. با افزایش نکول وام‌ها و کاهش جریان‌های ورودی وجوه، بانک با کاهش منابع و وجه نقد مواجه شده و در معرض ریسک نقدینگی قرار خواهد گرفت (گلداشتاین و ترنر[2]، ۱۹۹۶). در چنین شرایطی این پرسش مطرح می‌شود که، در هنگام بروز نوساناتی مثل نوسانات نرخ ارز، ریسک نقدینگی بانک‌ها در ایران چگونه تغییر می‌کند؟ آیا بی‌ثباتی ایجاد شده در این بازار مالی به ضرر آن‌ها تمام می‌شود و یا منافعی را برای آنان به‌همراه خواهد داشت؟

۲-۳. پیشینهٔ پژوهش

«چن» و همکاران[3] (۲۰۲۰) تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز در چین را طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۸م. با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل بررسی کردند و نشان‌دادند که تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی

---

1. Neuenkirch & Neumeier
2. Marris Goldstein and Philip Turner
3. Chen, Du Z, & Hu

بر نوسانات نرخ ارز در بازارهای مالی کشور چین نامتقارن بوده است. نااطمینانی سیاست اقتصادی تأثیر مثبت و قابل‌توجهی در همهٔ کوانتایل‌ها بر روی نرخ ارز دارد.

«ماهروس» و همکاران (۲۰۲۰) تأثیر سیاست پولی بر ریسک بانکی در سیستم بانکی برخی از کشورهای منطقهٔ خاورمیانه و شمال آفریقا طی دورهٔ ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷م. را بررسی کردند. آن‌ها رابطهٔ غیرخطی را برای تحلیل عمیق بین سیاست پولی و ریسک اعتباری را با استفاده از مدل آستانهٔ پنل پویا را مورد پژوهش قراردادند و نشان‌دادند که سیاست پولی و ریسک بانکی رابطهٔ مثبت و معناداری دارند و با افزایش نرخ بهرهٔ بانکی از یک آستانه‌ای به‌بعد، ریسک بانک‌ها به‌شدت افزایش می‌یابد.

«انور» و «نگوین»[1] (۲۰۱۹) به بررسی کانال‌های انتقال سیاست پولی در ویتنام با روش خودرگرسیون برداری ساختاری پرداختند و با استفاده از داده‌های سه ماههٔ سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰م. و متغیرهای نرخ بهره، نرخ ارز و شوک‌های خارجی نشان‌دادند که شوک‌های پولی تأثیر مهمی در تولید ویتنام دارند و هم‌چنین سیاست پولی نسبت به شوک‌های خارجی نسبتاً حساس است.

«آموبیلا» (۲۰۱۷) به بررسی رابطهٔ بین سیاست پولی و نرخ ارز با ریسک‌پذیری بانک‌ها در ۵۳۴ بانک از ۳۷ کشور واقع‌در جنوب صحرای آفریقا از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵م. با استفاده از تکنیک‌های LSDV و PCSE پرداخت. نتایج نشان‌داد که نرخ پایین بهره باعث افزایش ریسک نکول، ریسک دارایی و ریسک سرمایه می‌شود، اما ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی را کاهش می‌دهد؛ هم‌چنین افزایش نرخ ارز، ریسک نکول، ریسک دارایی، ریسک نقدینگی و ریسک سرمایه را افزایش می‌دهد، اما ریسک اعتباری را کاهش می‌دهد.

«مونتس» و «پایسوتو»[2] (۲۰۱۴) تأثیر سیاست پولی بر ریسک بانک‌ها در کشور برزیل را با کمک داده‌های ماهانهٔ ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱م. بررسی کردند و از تغییر در شکاف اعتبار و تغییر در منابعی که بانک‌ها برای پوشش زیان وام اختصاص می‌دهند، به‌عنوان شاخص ریسک بانکی استفاده کردند. نتایج نشان‌داد که بانک‌ها به‌دنبال اجرای سیاست پولی انبساطی، شکاف اعتبار و منابع اختصاص داده شده جهت پوشش زیان، وام را کاهش داده و از این‌طریق ریسک بیشتری را پذیرفته‌اند.

«دلیس» و «کاراوایس»[3] (۲۰۱۵) سطح بهینهٔ دارایی‌های موزون ریسک را شناسایی کردند که بازده بانک‌ها را در نمونهٔ کامل بانک‌های ایالات متحده طی دورهٔ ۱۹۹۶–۲۰۱۱م. به حداکثر می‌رساند. آن‌ها نشان‌دادند که یک سیاست پولی انقباضی در دوره‌های باثبات که ریسک اعتباری بهینهٔ بالاتر از ریسک اعتباری تحقق‌یافته است، شکاف بین آن‌ها را افزایش می‌دهد. افزایش این شکاف نیز درنتیجه یک سیاست پولی انبساطی در دوره‌های بد اقتصادی است که ریسک تحقق‌یافته بالاتر از ریسک بهینه است.

«آلتونباس» و همکاران[4] (۲۰۱۰) به بررسی رابطهٔ بین نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت و ریسک بانکی با استفاده از یک پایگاه داده منحصربه‌فرد که شامل اطلاعات ترازنامهٔ سه‌ماهه برای بانک‌های فهرست‌شده در اتحادیهٔ اروپا و ایالات

---

1. Anvare and Nguyen
2. Montes & Peixoto
3. Delis & Karavias
4. Altunbas, Gambacorta, & Marques-Ibanez

متحده در دههٔ گذشته است، پرداختند. آن‌ها نشان‌دادند که نرخ‌های بهرهٔ پایین در یک دورهٔ زمانی طولانی به افزایش ریسک بانک‌ها کمک کرده است.

«حاج‌موسوی» و همکاران (۱۴۰۰) تأثیر سیاست‌های پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها را با استفاده از داده‌های بانکی کشورهای نوظهور اقتصادی، طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷م. با دو روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی و برآوردگر اثرات ثابت بررسی کردند. نتایج نشان‌داد که تأثیر شاخص‌های سیاست پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها در همهٔ رگرسیون‌ها مثبت و معنادار است. زمانی‌که بانک‌های مرکزی با هدف سیاست‌های پولی انبساطی نرخ‌های بهره را کاهش می‌دهند، ریسک‌پذیری بانک‌ها را افزایش می‌دهند و همان‌طورکه از نرخ بهره کاسته می‌شود، ریسک بانکی افزایش می‌یابد.

«گودرزی‌فراهانی» و همکاران (۱۴۰۰) تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز را با استفاده از اطلاعات دورهٔ زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۸ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی و روش خودهم‌بسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی بررسی کردند و نشان‌دادند که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی در قالب شوک سیاست پولی و مالی منجر به افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز در کشور شده است. تجزیهٔ شوک‌ها بیانگر این بوده که تأثیر شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت پولی و مالی بر نرخ ارز شدیدتر بوده است.

«باستین» و همکاران (۱۳۹۹) با تحلیل مقایسه‌ای کانال‌های انتقال سیاست پولی با رویکرد رگرسیون کوانتایل در شرایط تحریم اقتصادی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۶ پرداختند و نشان‌داند که نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته است که در کوانتایل‌های بالا رشد اقتصادی نیز تقویت شده است؛ هم‌چنین با لحاظ تحریم‌ها در مدل مورد بررسی اثرات منفی نرخ ارز بر رشد اقتصادی بیشتر شده است.

«اسلاملوییان» و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی وجود کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی در نظام بانکی ایران در چارچوب یک الگوی خودهم‌بستهٔ برداری ساختاری و با استفاده از داده‌های فصلی بازهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵پرداختند و نشان‌دادند که برقراری کانال ریسک‌پذیری سیاست پولی می‌تواند به‌عنوان یکی از عوامل ایجاد تسهیلات غیرجاری بالا و همین‌طور کاهش مولدزایی تسهیلات بانکی درنظرگرفته شود.

«رحمانی» و همکاران (۱۳۹۶) رابطهٔ بین سیاست پولی و ریسک‌پذیری شبکهٔ بانکی ایران را با استفاده از روش داده‌های تابلویی در دورهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ بررسی کردند و با استفاده از نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات اعطایی به‌عنوان شاخص ریسک‌پذیری بانک‌ها نشان‌دادند که کاهش نرخ سود باعث افزایش ریسک‌پذیری سیستم بانکی می‌شود؛ هم‌چنین نتیجهٔ حاصل از اثر سیاست پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها بستگی به ثبات مالی بانک‌های کشور دارد؛ به‌طوری‌که بانک‌هایی باثبات بیشتر، بهتر می‌توانند ریسک ناشی از تغییرات نرخ سود را کنترل نمایند.

مطابق با نتایج محققان، عوامل متعددی بر ریسک بانکی و مشخصاً ریسک نقدینگی تأثیرگذار است. اما در این پژوهش با توجه به اهمیت سیاست‌های پولی و ارزی در سال‌های اخیر در ایران به بررسی تأثیر این سیاست‌ها بر ریسک نقدینگی پرداخته می‌شود.

۳. روش پژوهش

با توجه مطالب گفته شده تصریح مدل برمبنای مدل آموبیلا (۲۰۱۷) تعریف شده است.

مدل اول:

$$Risk-Taking_{it}=\delta_1 MonetaryPolicy_t+\delta_j\sum_{j=1}^{J}BankCharacteristics_{jt}+\delta_j\sum_{j=1}^{J}MacroVariables_{jt}+\varepsilon_{it}$$

مدل دوم:

$$Risk-Taking_{it}=\alpha_1 ExchRate_t+\alpha_j\sum_{j=1}^{J}BankCharacteristics_{jt}+\alpha_j\sum_{j=1}^{J}MacroVariables_{jt}+\varepsilon_{it}$$

در مدل اول و دوم به‌جای متغیر وابسته از ریسک نقدینگی[1] استفاده می‌شود. متغیر Characteristics Bank نشان‌دهندهٔ متغیرهای کنترلی تأثیرگذار بر ریسک‌پذیری هستند که جزء مشخصه‌های مقاطع یا بانک‌ها می‌باشند (متغیر کنترلی از نوع بانکی). متغیر Macro Variables نشان‌دهندهٔ متغیرهای کنترلی تأثیرگذار بر ریسک‌پذیری هستند که مربوط به اقتصاد کلان بوده و بر تمام بانک‌ها تأثیر یکسانی دارند. در این پژوهش متغیرهای کنترلی Bank Characteristics شامل اندازه بانک، سودآوری و رقابت‌پذیری است و برای متغیرهای کنترلی Macro Variables از نرخ تورم و رشد اقتصادی استفاده شده است و ε جملات خطا هستند. نحوهٔ اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق به شرح جدول ۱، می‌باشد.

جدول ۱: متغیرهای تحقیق و نحوهٔ اندازه‌گیری

Tab. 1: Research variables and measurement method

متغیر		اندازه‌گیری	
ریسک نقدینگی	Liquidity risk	نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل سپرده‌ها و بدهی‌های کوتاه‌مدت	$\frac{Total\ Loans}{Total\ Deposit+Short\ term\ borroeing}$
اندازهٔ بانک	Size	لگاریتم کل دارایی‌ها	Ln(Total Assets)
سودآوری	ROA	نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها	$(\frac{Net\ Profit}{Total\ Assets})$
سیاست پولی	MonetaryPoicy	حجم پول	
رقابت پذیری	Competition	نسبت دارایی‌های بانک‌های بزرگ به کل دارایی‌های صنعت (با توجه به جامعهٔ آماری، سه بانک بزرگ نیمه‌دولتی صادرات، ملت و تجارت درنظر گرفته شده‌اند)	
نرخ ارز	ExchRate	لگاریتم نرخ ارز مؤثر اسمی	

[1]. Liquidity risk

نرخ تورم	INF	نرخ تورم براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده
رشد اقتصادی	Growth	درصد رشد اقتصادی

در این پژوهش از داده‌های پنل جمع‌آوری شده بانک‌های بورسی ایران، شامل: بانک صادرات، تجارت، ملت، سامان، شهر، پاسارگاد، سرمایه، اقتصاد نوین، پست بانک، پارسیان، ایران‌زمین، خاورمیانه، کارآفرین، دی و سینا استفاده شده است و با توجه به قلمرو زمانی تحقیق (۱۴۰۰-۱۳۸۶) به‌صورت سالانه است و نمونه به اندازهٔ کافی انتخاب شده است که به‌نحوی‌که نمونه انتخابی مؤید جامعهٔ آماری بوده و امکان تعمیم نتایج به کل جامعهٔ آماری براساس معیارهای آماری محرز می‌باشد. داده‌های مورداستفاده برای اندازه‌گیری رفتار ریسک‌پذیری بانک‌ها و ویژگی‌های منحصربه‌فرد آن‌ها، از پایگاه داده‌های بانک مرکزی و سایت کدال استخراج شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای کنترلی در این پژوهش براساس ساختار بانک‌های داخلی و احتمال ارتباط با متغیر وابسته درنظر گرفته شده‌اند و از بین چندین متغیر کنترلی که قابلیت تأثیرگذاری بر متغیر وابسته را دارند، براساس ادبیات نظری و مطالعات پیشین داخلی، متغیرهای کنترلی مانند: اندازهٔ بانک، سودآوری، رقابت‌پذیری، نرخ تورم و رشد اقتصادی انتخاب شده‌اند.

هم‌چنین از نرم‌افزار STATA جهت آزمون مدل تحقیق استفاده خواهد شد و برای ارزیابی مدل پایه، از دو روش اقتصادسنجی، یعنی کوانتایل[1] و حالت فضا[2] استفاده شده است. باتوجه به این‌که اندازهٔ بانک‌های درنظر گرفته شده در جامعهٔ آماری متفاوت است، استفاده از روش‌های معمولی مانند رگرسیون پنل دیتا باعث می‌شود که ضرایب همهٔ بانک‌ها یکسان باشد. درحالی‌که اندازهٔ بانک‌ها متفاوت است و ممکن است که تأثرپذیری ریسک‌های بانکی از سیاست‌های پولی و ارزی روی بانک‌ها متفاوت باشد. برای حل این مسأله از روش کوانتایل استفاده می‌کنیم که براساس نوع کوانتایل پایین، متوسط و بالا، تأثیرپذیری سیاست‌های پولی و ارزی را روی ریسک بانکی براساس اندازهٔ بانک و ریسک‌پذیری بانک‌ها به‌صورت مجزا به‌دست می‌آورد و در نتیجه ضریبی که برای بانک‌های بزرگ و کوچک برآورد می‌شود، ضریب متفاوتی خواهد بود و در نتیجهٔ آن ضریب تورش کمتری خواهد داشت. ازطرفی با استفاده از روش حالت فضا، ابتدا ضرایب به‌دست آمده به روش کوانتایل مورد بررسی می‌گیرد و اما ویژگی دوم روش حالت فضا این است که مقدار ضرایب را در سال‌های مختلف ارائه می‌کند و رفتار ریسک‌پذیری بانک‌ها را در دورهٔ تحریم و بدون تحریم بررسی می‌کند.

٤. نتایج تجربی

قبل از برآورد الگوهای اصلی تحقیق ابتدا آمار توصیفی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

1. Quantile
2. State Space

٤-١. آمار توصیفی

جدول ۲، آمار توصیفی تمامی متغیرهای مورداستفاده در پژوهش را نشان می‌دهد و اطلاعاتی درمورد میانگین و انحراف معیار برای متغیرهای اصلی پژوهش در دورهٔ تحریم اول و دوم ارائه می‌دهد. برخی از متغیرها مانند نرخ ارز و حجم پولی داده‌های پرت دارند؛ برای مقابله با مقادیر افراطی، از برخی متغیرها لگاریتم‌گیری شده است.

جدول ۲: آمار توصیفی

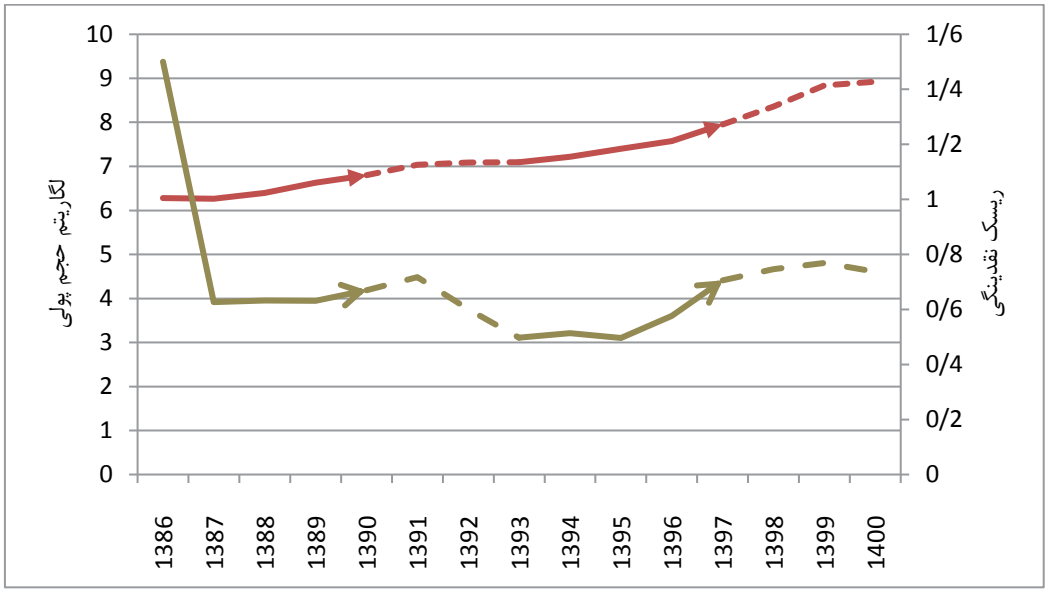
Tab. 2: Descriptive Statistics

متغیر	کل دورهٔ مورد بررسی (۱۳۸٦-۱٤۰۰)		دورهٔ تحریم اول (۱۳۹۰-۱۳۹۳)		دورهٔ تحریم دوم (۱۳۹۷-۱٤۰۰)	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
ریسک نقدینگی	٪۶۲	٪۶۹	٪۵۱	٪۳۴	٪۷۶	٪۶۴
نرخ ارز	۱۰/۴۷	۱/۱۱	۱۰/۱۱	۰/۳۵	۱۲/۰۶	۰/۴۳
حجم پولی	۷/۳۲	۰/۸۳	۷	۰/۱۲	۸/۵۱	۰/۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق.

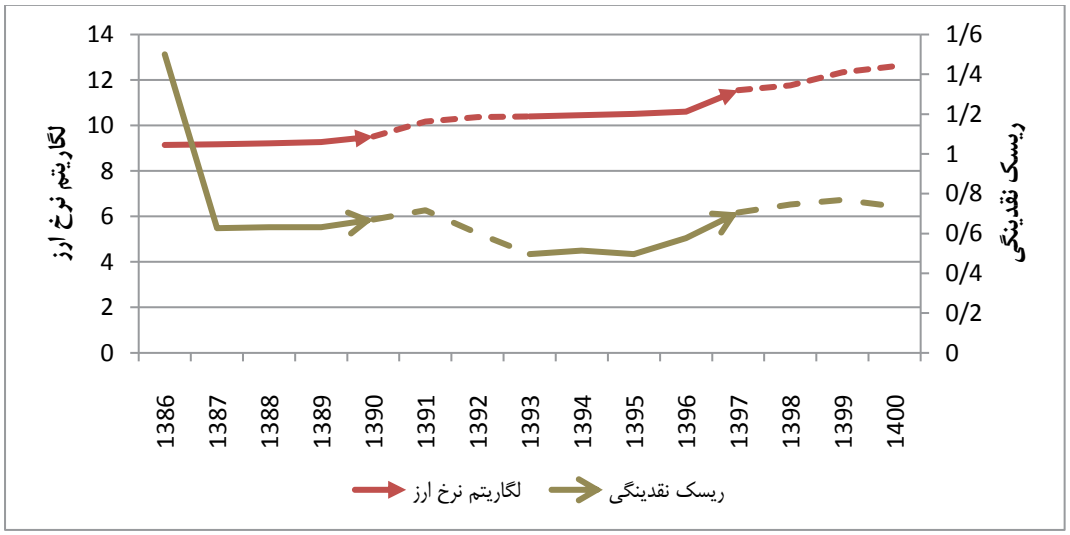
مطابق جدول ۲، میانگین ریسک نقدینگی ٪۶۲ است که نشان می‌دهد بانک‌ها با استفاده از دارایی‌های نقدشوندهٔ خود تا چه میزان می‌توانند بدهی‌های کوتاه‌مدت خود را تسویه کنند. کوچک‌تر بودن میزان این ریسک از یک نشان می‌دهد، به‌طور متوسط بانک‌ها برای تسویهٔ بدهی‌های کوتاه‌مدت و سپرده‌های خود از میزان کافی نقدشوندگی برخوردار می‌باشند. میانگین ریسک نقدینگی در دورهٔ اول تحریم ٪۵۱ و در دورهٔ دوم تحریم ٪۷۶ بوده است که با توجه به بزرگ‌تر بودن میانگین در دورهٔ دوم تحریم نشان می‌دهد که ریسک نقدینگی بانک‌ها بیشتر شده است؛ هم‌چنین انحراف معیار در دورهٔ دوم تحریم از دورهٔ اول تحریم بیشتر بوده که خود نشان‌دهندهٔ بیشتر شدن ریسک نقدینگی بانک‌هاست.

نمودار ۳، سیاست پولی را در کنار ریسک نقدینگی نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشخص است سیاست پولی انبساطی در طول سال‌های اخیر موجب افزایش ریسک نقدینگی شده است. شدت این اثر در دورهٔ دوم تحریم‌ها، یعنی بعد از سال ۱۳۹۷ (با خط‌چین مشخص شده است) بیشتر شده است در صورتی‌که در دورهٔ اول تحریم‌ها (۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳) تأثیر محسوسی بین سیاست پولی با ریسک بانکی وجود ندارد.



نمودار ۳: مقایسهٔ لگاریتم حجم پولی با ریسک نقدینگی بانک‌ها (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 3: Comparing the logarithm of monetary volume with banks' liquidity risk (source: research findings).



نمودار ٤: مقایسهٔ لگاریتم نرخ ارز با ریسک‌پذیری بانک‌ها (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 4: Comparing the logarithm of the exchange rate with the risk-taking of banks (source: research findings).

نمودار ۴، مقدار لگاریتم نرخ اسمی ارز (سیاست ارزی) را در کنار ریسک نقدینگی بانکی نشان می‌دهد. همان‌طورکه مشخص است افزایش نرخ ارز در طول سال‌های اخیر موجب افزایش ریسک نقدینگی شده است. شدت این اثر در دورهٔ دوم تحریم‌ها یعنی بعد از سال ۱۳۹۷ (با خطچین مشخص شده است) کمی بیشتر از دورهٔ اول تحریم‌ها (۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳) بوده است.

٤-٢. برآورد مدل

نتایج مطابق با جدول ۳، نشان می‌دهد که بین سیاست پولی و ریسک نقدینگی رابطهٔ مستقیم وجود دارد. وقتی سیاست پولی ۱٪ افزایش یابد، ریسک نقدینگی ۰/۰۴٪ افزایش می‌یابد (مطابق با کوانتایل Q50)؛ زیرا اگر سیاست پولی انبساطی (افزایش حجم پول) در کشور اعمال شود، میزان سپرده‌ها و بدهی‌های کوتاه‌مدت بانک‌ها افزایش می‌یابد. درنتیجه نسبت دارایی‌های نقدشونده به سپرده‌ها و بدهی‌های کوتاه‌مدت افزایش و ریسک نقدینگی بانک‌ها نیز افزایش می‌یابد.

تأثیر سیاست پولی بر ریسک نقدینگی در کونتایل بالا (Q75) و کوانتایل پایین (Q25) متفاوت است. میزان تأثیر سیاست پولی برای بانک‌هایی که ریسک نقدینگی پایینی دارند برابر با ۰/۰۸ و برای بانک‌هایی که ریسک نقدینگی بالایی دارند برابر با ۰/۰۶ می‌باشد (جدول ۳). به این‌معنا که بانک‌هایی که دارای ریسک نقدینگی بیشتری هستند کمتر تحت‌تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند؛ بنابراین سیاست پولی انبساطی که همان افزایش حجم پولی است، موجب افزایش سپرده‌های جاری و کوتاه‌مدت بانک‌ها شده و در نتیجه دارایی‌های نقدشوندهٔ بانک‌ها افزایش می‌یابد. با این افزایش مطابق تعریف ریسک نقدینگی، این ریسک برای بانک‌ها افزایش می‌یابد. اما با توجه به نتایج برآورد، این تأثیرگذاری فقط در بانک‌هایی که ریسک نقدینگی پایینی دارند، رخ می‌دهد. در بانک‌هایی که ریسک نقدینگی بالا یا متوسطی (کوانتایل‌های ۵۰ و ۷۵) سیاست پولی انبساطی تأثیر معناداری بر ریسک نقدینگی ندارد؛ هم‌چنین جدول ۳، نشان می‌دهد که با توجه به آمارهٔ t به‌دست آمده (کمتر از ۱.۶۷) ارتباط معناداری بین سیاست پولی و ریسک نقدینگی در کونتایل‌های متوسط و بالا وجود ندارد، ولی این تأثیر برای کوانتایل‌های پایین معنی‌دار شده است (آمارهٔ t بیشتر از ۱.۶۷ است)؛ به این‌معنا که سیاست پولی فقط در بانک‌هایی که ریسک نقدینگی پایینی دارند تأثیرگذار است.

جدول ۳: ارتباط بین سیاست پولی و ریسک نقدینگی در کوانتایل‌های مختلف

Graph. 1: The relationship between monetary policy and liquidity risk in different quantiles

متغیر/کوانتایل	Q25	Q50	Q75
سیاست پولی	۰/۰۸*** (۲/۴۸)	۰/۰۴ (۰/۷۶)	۰/۰۶ (۰/۷۳)
رقابت‌پذیری	۰/۰۱*** (۲/۰۶)	۰/۰۲*** (۲/۶۷)	۰/۰۴*** (۲/۹۲)
اندازهٔ بانک	۰/۰۱ (۰/۷)	۰/۰۷*** (۲/۰۳)	۰/۰۵ (۱/۲۲)
سودآوری	−۰/۰۱ (−۱/۳۲)	−۰/۰۱*** (−۱/۷۰)	−۰/۰۳** (−۱/۶۹)
تورم	−۰/۰۳ (−۱/۱۱)	−۰/۰۴ (−۱/۲)	−۰/۰۵ (−۱/۳۸)
رشد اقتصادی	−۰/۰۱ (−۱/۱۹)	−۰/۰۱ (−۱/۲۷)	−۰/۰۲ (−۱/۳۹)

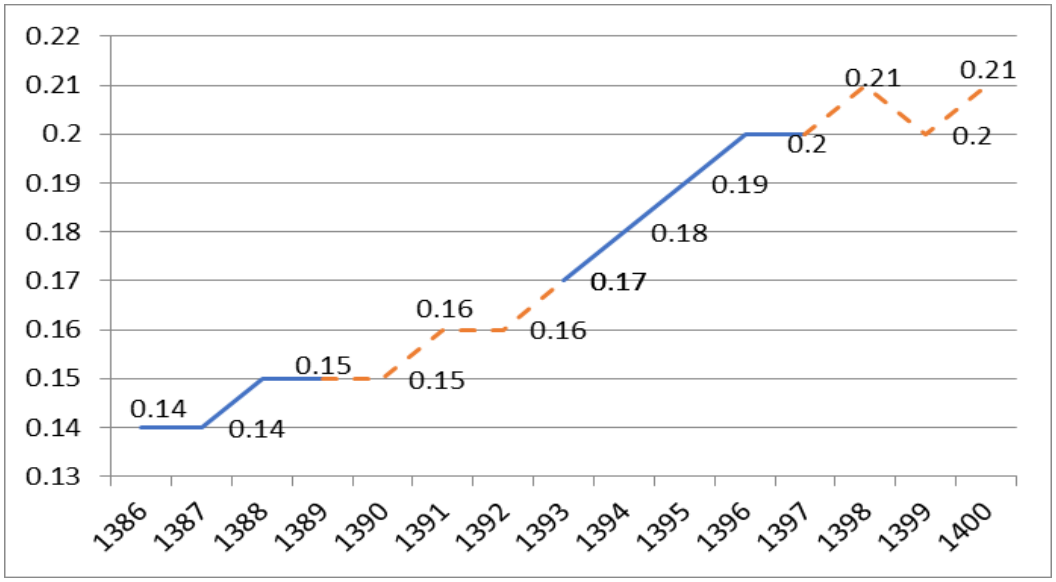
عرض از مبدأ	-۱/۱۳*** (-۲/۴۳)	-۲/۱۸*** (-۳/۴۵)	-۳/۰۴*** (-۲/۷۶)

منبع: یافته‌های تحقیق.

۱- علامت* نشان‌دهندهٔ معناداری در سطح ۱۰٪، ** نشان‌دهندهٔ معناداری در سطح ۵٪ و *** نشان‌دهندهٔ معناداری در سطح ۱٪ است.

۲- اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t را نشان می‌دهد.

با استفاده از برآورد روش حالت فضا نیز ضریب به‌دست آمده برای سیاست پولی ازنظر کیفی مشابه برآورد رگرسیون کوانتایل بوده و برابر با ۰/۱۷ شده است. اما ویژگی دوم روش رگرسیون حالت فضا این است که مقدار ضرایب را در سال‌های مختلف نشان می‌دهد. مطابق با نمودار ۵، میزان تأثیر سیاست پولی بر ریسک نقدینگی در سال‌های مختلف، متفاوت بوده، اما روند آن در حال افزایش بوده است. همان‌طورکه مشخص است با تشدید تحریم‌ها از سال ۱۳۸۹ ریسک نقدینگی همواره افزایش یافته است؛ یعنی در دورهٔ تحریم با توجه به افزایش حجم پولی و سیاست پولی انبساطی، ریسک نقدینگی بانک‌ها همواره افزایشی بوده است.



نمودار ۵: تأثیر سیاست پولی بر ریسک نقدینگی طی دورهٔ ۱۳۸٦ تا ۱٤۰۰ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: The effect of monetary policy on liquidity risk during the period 1386 to 1400 (source: research findings).

هدف دوم این پژوهش، بررسی رابطهٔ بین نرخ ارز و ریسک نقدینگی بانک‌های ایران و یافتن مقدار تأثیر آن بود. نتایج تجربی رابطهٔ بین نرخ ارز و ریسک نقدینگی در بین بانک‌ها در جدول ۴، نشان داده شده است. در هر بخش، ابتدا نتایج برای روش رگرسیون کوانتایل و در ادامهٔ نتایج روش حالت فضا ارائه شده است. بحث‌ها بیشتر

تأکید بر نتایج رگرسیون کوانتایل دارد و نتایج روش حالت فضا به‌طور مختصر بیان می‌شود؛ زیرا یافته‌ها ازنظر کیفی در بین تکنیک‌ها مشابه هستند.

نتایج مطابق با جدول ۴، نشان می‌دهد که بین ریسک نقدینگی و نرخ ارز رابطهٔ مستقیم وجود دارد. نتایج حاکی از آن است که با افزایش ۱٪ نرخ ارز، ریسک نقدینگی بانک‌ها ۰/۰۳٪ افزایش می‌یابد؛ بنابراین سیاست ارزی که در این پژوهش همان افزایش نرخ دلار است، منجر به افزایش عرضهٔ دلار در بازار می‌شود پس حجم پول افزایش یافته و به‌دنبال آن، سپرده‌های جاری و کوتاه‌مدت بانک‌ها افزایش می‌یابد. درنتیجه، دارایی‌های نقدشوندهٔ بانک‌ها افزایش‌یافته و ریسک نقدینگی بانک‌ها افزایش می‌یابد.

با توجه به جدول ۴، که نتایج تأثیر سیاست ارزی بر ریسک نقدینگی را در کونتایل‌های بالا و پایین نشان می‌دهد. می‌توان گفت که تأثیر سیاست ارزی بر بانک‌هایی که ریسک نقدینگی پایینی دارند با بانک‌هایی که ریسک نقدینگی بالایی دارند، متفاوت است و میزان تأثیر سیاست ارزی برای بانک‌هایی که ریسک نقدینگی پایینی دارند برابر با ۰/۰۶ و برای بانک‌هایی که ریسک نقدینگی بالایی دارند برابر با ۰/۰۴ می‌باشد؛ به این‌معنا که بانک‌هایی که دارای ریسک نقدینگی بیشتری هستند کمتر تحت‌تأثیر سیاست ارزی قرار می‌گیرند.

جدول ٤: ارتباط بین سیاست ارزی و ریسک نقدینگی در کوانتایل‌های مختلف

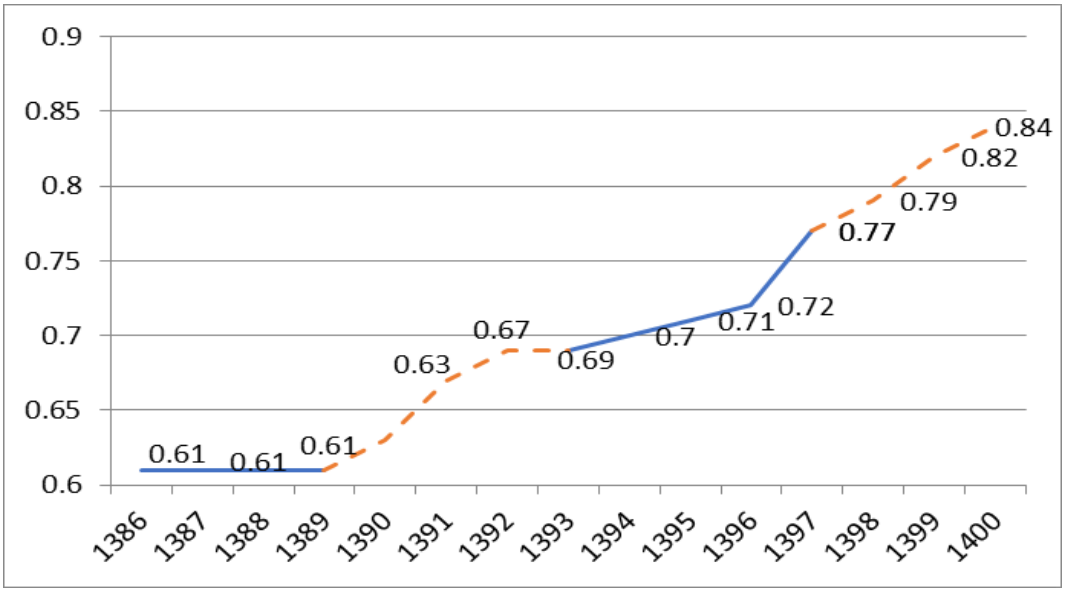
Graph. 1: The relationship between currency policy and liquidity risk in different quantiles

تغیر/کوانتایل	Q25	Q50	Q75
سیاست ارزی	۰/۰۶*** (۲/۴۳)	۰/۰۳ (۰/۷۳)	۰/۰۴ (۰/۸۸)
رقابت‌پذیری	۰/۰۲* (۱/۷۵)	۰/۰۲*** (۲/۶۳)	۰/۰۴*** (۲/۶۹)
اندازهٔ بانک	۰/۰۲ (۱/۲۲)	۰/۰۷*** (۲/۰۴)	۰/۰۵ (۱/۵۰)
سودآوری	−۰/۰۱ (−۰/۹۲)	−۰/۰۱ (−۱/۵۹)	−۰/۰۳* (−۱/۶۹)
تورم	−۰/۰۲ (−۱/۲۸)	−۰/۰۳ (−۱/۳۳)	−۰/۰۵ (−۱/۳۴)
رشد اقتصادی	−۰/۰۳ (−۱/۰۱)	−۰/۰۳ (−۱/۰۲)	−۰/۰۴ (−۱/۰۴)
عرض از مبدأ	−۱/۱۱*** (−۲/۵۱)	−۲/۱۱*** (−۲/۹۸)	−۲/۹۸*** (−۳/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق.

با استفاده از برآورد روش حالت فضا نیز ضریب به‌دست آمده برای سیاست ارزی برابر با ۰/۶۸ است که نتایج رگرسیون کوانتایل را ازنظر کیفی تأیید می‌کند. اما ویژگی روش رگرسیون حالت فضا این است که مقدار ضرایب را در سال‌های مختلف ارائه می‌نماید. مطابق با نمودار ۶، با تشدید تحریم‌ها از سال ۱۳۸۹ و شروع تحریم بخش

بانکی کشور ایران، میزان تأثیر سیاست ارزی بر ریسک نقدینگی افزایش‌یافته و از ۰/۶۱ در سال ۱۳۸۹ به ۰/۸۴ در سال ۱۴۰۰ رسیده است.



نمودار ٦: تأثیر سیاست ارزی بر ریسک نقدینگی طی دورهٔ ۱۳۸٦ تا ۱٤۰۰ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 6: The effect of currency policy on liquidity risk during the period 1386 to 1400 (source: research findings).

با استفاده از نمودار ۶، می‌توان گفت ضریب تأثیر سیاست ارزی بر ریسک نقدینگی در طول دورهٔ مورد بررسی افزایش یافته است. شروع این افزایش از سال ۱۳۹۰ و با شروع دورهٔ اول تحریم‌ها بوده است و در دورهٔ دوم تحریم‌ها نیز ادامه داشته است. این نمودار نشان می‌دهد شدت تأثیر سیاست ارزی بر ریسک نقدینگی در هر دو دورهٔ تحریم مشابه هم بوده است.

– **اندازهٔ بانک:** این مطالعه نشان می‌دهد که اندازهٔ بانک در تعدیل تأثیر سیاست پولی مهم است و ازنظر آماری بر ریسک نقدینگی معنادار است. بانک‌های بزرگ‌تر دارای ریسک نقدینگی بیشتری هستند؛ بنابراین بانک‌های کوچک در مقایسه با بانک‌های بزرگ از احتمال ورشکستگی کمتری برخوردارند. این یافته تاحدی با «دلیس» و «کورتاس» (۲۰۱۱)، «جمنز» و همکاران (۲۰۰۸) و «رضایی» و همکاران (۱۳۹۱) مطابقت دارد.

– **سودآوری:** بانک‌هایی که سودآوری بیشتری دارند تأثیرشان بر ریسک نقدینگی، بیشتر تحت‌تأثیر سیاست‌های پولی قرار گرفته است.

– **رشد اقتصادی:** نتایج بررسی الگوهای تحقیق نشان‌داد ارتباط آماری معناداری بین رشد اقتصادی با ریسک نقدینگی وجود ندارد.

نرخ تورم: نتایج بررسی الگوهای تحقیق نشان‌داد ارتباط آماری معناداری بین نرخ تورم با ریسک نقدینگی وجود ندارد.

رقابت‌پذیری: رقابت‌پذیری با ریسک نقدینگی ارتباط عکس و معنادار دارد؛ مبنی‌بر این‌که با افزایش ریسک نقدینگی، رقابت‌پذیری بین بانک‌ها کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافتهٔ «دگل اینوسنتی»[1] و همکاران (۲۰۱۹) تأیید می‌گردد.

۵. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعهٔ بررسی رابطه بین سیاست پولی و سیاست ارزی با ریسک نقدینگی بانک‌های بورسی در ایران حدفاصل سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ با تأکید بر دو دورهٔ تحریم بود. در راستای این هدف، نقش اندازهٔ بانک، سودآوری، رقابت‌پذیری، نرخ تورم و رشد اقتصادی در تعدیل اثر سیاست پولی و سیاست ارزی بر ریسک نقدینگی بانک‌ها مورد بررسی واقع شد. نتایج تحقیق نشان‌داد رابطهٔ بین سیاست پولی و ریسک نقدینگی مثبت و معنادار است. افزایش یک‌درصدی حجم پولی، ریسک نقدینگی بانک‌ها را ۰/۰۴٪ افزایش می‌دهد. با استفاده از کوانتایل‌های پایین و بالا می‌توان گفت که بانک‌هایی که دارای ریسک نقدینگی بیشتری هستند کمتر تحت‌تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند. از منظر روش حالت فضا نتایج رگرسیون کوانتایل تأیید می‌شود. هم‌چنین رابطهٔ مثبت و معناداری بین نرخ ارز و ریسک نقدینگی وجود دارد؛ به‌طوری‌که افزایش ۱٪ نرخ ارز منجر به افزایش ۰/۰۳٪ ریسک نقدینگی خواهد شد. با توجه به کوانتایل‌های پایین و بالا، بانک‌هایی که دارای ریسک نقدینگی بیشتری هستند کمتر تحت‌تأثیر سیاست ارزی قرار می‌گیرند. با کمک نتایج رگرسیون حالت فضا می‌توان گفت در هر دو دورهٔ تحریم، تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر ریسک نقدینگی بیشتر شده، اما این اثرگذاری در دورهٔ دوم تحریم‌ها به‌مراتب بیشتر بوده است.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش که نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت سیاست پولی بر ریسک نقدینگی و تشدید ریسک نقدینگی در تحریم‌های دورهٔ اول و دوم بوده است؛ لذا پیشنهاد می‌گردد که دولت و بانک مرکزی، با اتخاذ سیاست پولی انقباضی مبنی‌بر کاهش حجم پول و افزایش نرخ بهرهٔ مقدمات مدیریت بهتر ریسک نقدینگی را برای بانک‌ها ایجاد نمایند. نکتهٔ مهم این‌که تحریم موجب افزایش ریسک نقدینگی شده است؛ بنابراین لزوم اتخاذ سیاست‌های انقباضی نمود بیشتری دارد.

براساس نتایج پژوهش مبنی‌بر رابطهٔ مثبت نرخ ارز و ریسک نقدینگی و تشدید آن در شرایط تحریمی، پیشنهاد می‌گردد که دولت و بانک مرکزی با اتخاذ سیاست‌هایی برای ثبات بیشتر بازار ارز تلاش نمایند تا ریسک نقدینگی بانک‌ها کاهش‌یافته و از این‌طریق بانک‌ها آسیب کمتری از شرایط تحریم متحمل شوند.

در صورتی‌که سیاست‌های انبساطی اعمال شود، یعنی دولت و بانک مرکزی تمایلی به کنترل سیاست‌های پولی و ارزی نداشته باشند؛ درنتیجه موجب افزایش ریسک بانک‌ها می‌گردد. در این‌صورت بانک‌ها بایستی به فکر کاهش ریسک‌های خود، ازجمله ریسک نقدینگی باشند؛ یعنی دارایی‌های نقد خود را به دارایی‌های فیزیکی تبدیل کنند تا نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل سپرده‌ها و بدهی‌های کوتاه‌مدت کاهش‌یافته و درنتیجه ریسک نقدینگی کاهش‌یابد.

1. Degl’Innocenti

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران ناشناس فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصاد کاربردی ایران برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش برعهدهٔ نویسندهٔ اول با راهنمایی و نظارت سایر نویسندگان صورت گرفته است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اسلاملوییان، کریم؛ یزدان‌پناه، حمیده؛ و خلیل نژاد، زهرا، (۱۳۹۷). «بررسی وجود کانال ریسک پذیری سیاست پولی در نظام بانکی ایران». *فصلنامهٔ تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۳۱: ۴۱-۷. https://ensani.ir/fa/article/387929.

– باستین، حسین؛ ثابت، عبدالحمید؛ صالحی، مسعود؛ و حسین‌پور، عبدالکریم، (۱۳۹۹). «تحلیل مقایسه‌ای کانال‌های انتقال سیاست پولی در شرایط تحریم اقتصادی ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل». *فصلنامهٔ اقتصاد کاربردی*، ۱۰ (۳۴ و ۳۵): ۴۶-۳۱. doi: 10.22034/amfa.2022.1913615.1505.

– رحمانی، تیمور؛ احمدیان، اعظم؛ و کیانوند، مهران، (۱۳۹۵). «تحلیلی بر رابطه سیاست پولی و ریسک پذیری شبکه بانکی ایران». *پژوهش‌های پولی بانکی*، ۹(۲۹): ۴۰۵-۴۲۵. https://sid.ir/paper/263728/fa

– کفایی، محمدعلی؛ و راهزانی، محبوبه، (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک نقدینگی بانک‌های ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵ (۸۱): ۳۱۰-۲۶۱. URL: http://qjerp.ir/article-fa.html1-1264

– گودرزی‌فراهانی، یزدان؛ عادلی، امیدعلی؛ و قربانی، عاطفه، (۱۴۰۰). «تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز با استفاده از رویکرد مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی». *فصلنامهٔ مدلسازی اقتصاد سنجی*، ۵ (۴: پیاپی ۱۹): ۱۷۲-۱۴۷.doi: 10.22075/JEM.2021.22243.1547.

– حاج‌موسوی، سارا سادات؛ محمودزاده، محمود؛ و ادیب‌پور، مهدی، (۱۴۰۰). «بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ریسک‌پذیری بانک‌ها، مطالعه بین کشوری». *فصلنامهٔ علمی اقتصاد و مدیریت شهری*، ۹(۴: پیاپی۳۶): ۷ .DOI: 20.1001.1.23452870.1400.9.36.1.3.

- Altunbas, Y.; Gambacorta, L. & Marques-Ibanez, D., (2010). “Does monetary policy affect bank risk-taking?”. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.

- Amobila, G., (2017). “Monetary policy, Exchange rate and Bank risk-taking in SUB-SAHAR Africa”. University of GHANA, College of humanities. DOI: 10.2139/ssrn.3060941.

- Anwar, S. & Nguyen, L. P., (2018). "Channels of monetary policy transmission in Vietnam". *Journal of Policy Modeling*, *40*(4): 709-729. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.02.004.

- Bastin, H.; Thabet, S. A.; Salehi, M. & Hosseinpour, A., (2019). "Comparative analysis of monetary policy transmission channels in Iran's economic sanctions: quantile regression approach". *Applied Economics*, 10(34): 31-46. doi: 10.22034/amfa.2022.1913615.1505 (In Persian).

- Chang, R. & Velasco, A., (2000). "Financial Fragility and the Exchange Rate". *Journal of Economic Theory,* 34: 1–34. https://doi.org/10.1006/jeth.1999.2621.

- Chen, L.; Du Z. & Hu, Z., (2020). "Impact of economic policy uncertainty on the exchange rate volatility of China". *Finance Research Letters,* 32(2): 1-5. https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.014.

- Cortright, D. & Lopez, G. A., (2000). "Learning from the sanction's decade". *Global Dialogue*, *2*(3): 11. https://openurl.ebsco.com/EPDB%3Agcd.

- Delis, M. D. & Karavias, Y., (2015). "Optimal versus realized bank credit risk and monetary policy". *Journal of Financial Stability*, 16: 13-30. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2014.11.004.

- Delis, M. D. & Kouretas, G.P., (2011). "Interest rates and bank risk-taking". *Journal of Banking and Finance,* 35(4): 840–855. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.09.032.

- Degl'Innocenti, M.; Fiordelisi, F. & Trinugroho, I., (2019). "Competition and stability in the credit industry: Banking vs. factoring industries". *The British Accounting Review*. https://doi.org/10.1016/j.bar.2019.03.006.

- Drehmann, M. & Nikolaou, K., (2009). "Funding Liquidity Risk: Definition and Measurement". *European Central Bank, Social Science Research Network,* https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.01.002.

- Gagnon, J. E. & Ihrig, J., (2004). "Monetary Policy And Exchange Rate Pass-Through". *International Journal of Finance and Economics,* 9: 315–338. https://doi.org/10.1002/ijfe.253.

- Goldstein, M. & Turner, Ph., (1996). "Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options". *Bank for International Settlements, BIS Economic Papers,* 46. https://books.google.com/books?hl.

- Gudarzi Farahani, Y.; Adeli, O. & Ghorbani, A., (2020). "The Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Fluctuations with using the Nonlinear Autoregressive distributed lags Model (NARDL)". *Journal of Econometric Modelling*, *5*(4): 147-171. DOI: 10.22075/JEM.2021.22243.1547 (In Persian).

- Hajmousavi, S.; Mahmoudzadeh, M. & Adibpour, M., (2021). "Investigating the Effect of Monetary Policies on Banks' Risk-Taking, Cross-Country Study". *Journal of Urban Economics and Management*, 9(36): 55-76. URL: http://iueam.ir/article-1-1757-en.html (In Persian).

- Islamloiyan, K.; Yazdanpanah, H. & Khalilnejad, Z., (2017). "Investigating the existence of monetary policy risk-taking channel in Iran's banking system". *Economic Modeling Research Quarterly,* 31: 7-41. https://ensani.ir/fa/article/387929 (In Persian).

- Iwata, S. & Wu, S., (2006). "Estimating monetary policy effects when interest rates are close to zero". *Journal of Monetary Economics*, 53(7): 1395-1408. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.05.009.

- Jiménez, G.; Ongena, S.; Peydró, J.-L. L. & Saurina, J., (2008). "Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About The Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?". *Documentos de Trabajo* (Vol.82). https://doi.org/10.3982/ECTA10104.

- Kafaei, M. & Rahzani, M., (2016). "The study of the impact of macroeconomic variables on the liquidity risk of Iranian banks". *Economic Research and Policy Quarterly*, 25 (81): 261-310. URL: http://qjerp.ir/article-fa.html1-1264 (In Persian).

- Mahrous, S. N.; Samak, N. & Abdelsalam, M. A. M., (2020). "The effect of monetary policy on credit risk: evidence from the MENA region countries". *Review of Economics and Political Science*, *5*(4): 289-304. doi/10.1108/REPS-07-2019-0099.

- Montes, G. C. & Peixoto, G.B.T., (2014). "Risk-taking Channel, Bank Lending Channel and the Paradox of Credibility". *Evidence from Brazil, Economic Modelling,* 39: 82-94. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.02.023.

- Neuenkirch, M. & Neumeier, F., (2015). "Always affecting the wrong people? The impact of US sanctions on poverty". *The Impact of US Sanctions on Poverty (April 6, 2015). University of Trier Research Papers in Economics*, (3/15). http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2590259.

- Rahmani, T.; Ahmadian, A. & Kianvand, M., (2016). "An analysis of the relationship between monetary policy and risk-taking of the banking network of Iran". *Monetary and Banking Research Quarterly,* 9 (29): 425-405. https://sid.ir/paper/263728/fa (In Persian).

- Surico, P., (2003). "US monetary policy rules: the case for asymmetric preferences". *Bocconi University, Milan* (February). http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.331740.

Vol. 13, No. 49, Spring (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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**. (© The Author(s))*

Bu-Ali Sin University

An Analysis of Financial Corruption Index (FCI) in Iran Through Deprivation Theory

Maboud Mohammadi[1], Ghahreman Abdoli[2], Ezatollah Abbasian[3], Mehdee Araee[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28340.3636
Received: 2023.10.07; Accepted: 2023.11.27
Pp: 155-179

Abstract

For many years, the economics of corruption has been widely used from political perspective. Scholars identified many variables and determinants of corruption; yet, one could hardly find a comprehensive index of financial corruption that provides a more precise picture of its impacts on the political and economic system. Financial corruption is a hidden variable that cannot be properly observed and measured. Corruption studies face with the conceptual and measurement issues. Most researchers, applied either limited items or some aspects of corruption to represent the entire of concept. Some indicators such as Corruption Perceptions Index (CPI), Corruption Control Index (CCI), etc. are based on expert's and business executive's understanding of corruption, instead of actual objective measurement of the phenomenon. Additionally, none of these indicators especially CPI, are adequate for the empirical research of the impact's corruption on economic variables. To address these shortcomings, it is necessary to create a proper indicator designed to measure corruption. In this paper, we established a new comprehensive Financial Corruption Index (FCI) that has been framed based on "Deprivation Theory", which measures the shortfall of the nation in each of economic dimensions including government expenditures, investment, income and economic freedom. Applying these four dimensions, in conjunction with a composite index approach to corruption, makes it feasible to create a novel framework for understanding of financial corruption. The results show during 2007 and 2017, Iran saw its FCI rating increased from 0.475 to 0.535 from 2007 to 2017, which means an improvement in Iran's rank from 87 in 2007 to 82 in 2017 among 126 countries. The CPI scores for Iran confirms that our results in FCI are valid and accurate.

Keywords: Financial Corruption Index (FCI), Composite Index, Multivariate Analysis, Deprivation Theory.
JEL Classification: D72, D73, C38, C63, F37.

1. PhD Student in Public sector Economics, Department of Economics, University of Tehran, Kish International Campus, Kish, Iran
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: abdoli@ut.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
4. Senior Economist, Canadian centre for Health Economics, University of Toronto, Toronto, Canada

Citations: Mohammadi, M.; Abdoli, G.; Abbasian, E. & Araee, M., (2024). "An Analysis of Financial Corruption Index (FCI) in Iran Through Deprivation Theory". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 155-179. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.28340.3636
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5385.html?lang=en

1. Introduction

Literature review reveals that corruption is multifaceted and highly complex phenomenon involving political, economical and sociocultural aspects that affect a society in numerous ways. Studies identified many variables and determinants of corruption. Shabbir and Anwar (2007), Krajewska and Makowski (2017), and Zahedgharavi (2017) have conducted studies on the causes of corruption, while Moradi (2022), Hosseinidoust (2020), and Momeni (2017) have investigated the correlation between existing indicators of corruption and the fundamental variables of the economy. However, one could hardly find a comprehensive index of political or financial corruption that provides a more precise picture of its impacts on the political and economic system. In this study, we will try to identify the determinants of financial corruption and its measurement. The goal is to construct a comprehensive financial corruption index (FCI).

In the first part, we are trying to understand the concept of corruption, forms and types of corruption, causes, impacts and its consequences on the economy.

2. What is Corruption?

In general, there is no sole or established definition in the academic debate for corruption. In fact, even the source and direction of corruption is largely anchored to the individual author's disciplinary background (Linhartová & Halásková, 2022). The term of corruption is defined as "dishonest or illegal behavior by those in positions of power"[1] including government officials and business managers. Nye (1967) describes corruption as "an attitude that violates rules or deviates from the ethical public duties due to private regard influence" (Nye, 1967). Corruption was also defined as "the abuse of entrusted power for private gain" by Transparency International[2]. Clearly, corruption can involve anyone and entity and happen everywhere. It can easily adapt itself with any change in rules and legislations.

The catalog of corruption in terms of types and category is vast and varied in different ways. The most common forms of corruption are mainly classified under supply and demand corruption, grand and petty corruption, conventional and unconventional corruption, and public and private corruption.

2-1. Supply and demand corruption

Supply-side of corruption describes the act of offering an illegal payment or undue advantage. This refers to those who make corrupt payment, whereas in demand-side of corruption there are people who demand and accept such a payment or advantage (Beets, 2005).

---

[1]. https://www.merriam-webster.com/dictionary/corruption
[2]. https://www.transparency.org/en/what-is-corruption

2-2. Conventional and unconventional corruption

In conventional corruption government officials illegally abuse public office for private gain disregarding public interest. In this type the elected officials will engage in quid pro quo transaction. Unconventional corruption occurs in the same way except the officials will not be involved in a quid pro quo (this for that) transaction and the purpose is to serve a relatively small group, rather than the people.

2-3. Grand and petty corruption

Grand corruption takes place at the high levels of power i.e. government to benefit a few at the expense of public such as large-scale government projects including infrastructure and construction projects. Petty corruption, also known as bureaucratic corruption, entails engaging of public administration officials and non-elected officials. Examples under this category are bribes paid to enforcement officials, customs staff, health service providers, and grease payments.

2-4. Public and private corruption

If the illicit act involves a public official as one party to the corrupt act, then it would be considered as a public corruption, and if engages with any individual from private sector, then it is called private corruption.

2-5. Systematic corruption

A classic definition of systematic corruption indicates that political actors control the economic system to create economic privilege to secure their control of the political system (John, 2006; Saint-Martin, 2015).

In the majority of published articles in leading journal economics, corruption is often defined as the misuse of public office for personal gain (Hodgson & Jiang , 2007). This reflects conceptual corruption itself. Corruption is also evident and widespread in private organizations. In this study, we will try to provide a more inclusive definition that applies to both the public and private sectors.

3. Determinants of Corruption

Depending on type of corruption and the environment, the causes or factors that promote corruption would be different. Literature reveals that the degree of corruption is associated with multiple factors (Park, 2003), ranging from political (Nye, 1967; Knack, & Omar 2000; Lederman et all. 2005; Mustapha, 2014), economic, bureaucratic, legal (Sviderskyi & Lubentsov 2020), and social (Deyshappriya, 2015; Krajewska & Makowski, 2017). Some studies even examined the moral dimensions of corruption (Ochulor, 2011).

Since the goal of this study is to build a comprehensive FCI and to find out as to what extent a country is financially (economically) corrupt, we will focus on the abundant literature that has been reviewed the economic factors of corruption. In Table 1-2: we summarized the existing published studies that address the determinants of corruption.

Shabbir and Anwar (2007) found out that most economic determinants including economic freedom, globalization, level of education, average level of income are negatively associated with corruption in developing countries. Seldadyo and De Haan (2006) found that government wage is the key factor of corruption. Serra (2006) conducted a sensitivity analysis and find out political stability and country's level of development have negative relationship towards corruption.

Paolo Mauro (1997) believes corruption exists because of availability of massive profits for rent-seekers due to government restrictions and interventions. He lists causes of corruption as below:

- *Trade restrictions:* Are the major sources of government rents.
- *Government subsidies*: If those direct/indirect government payments under industrial policies are paid to some firms that are not intended to be subsidized, then we would see a higher level of corruption index.
- *Price controls:* These create inefficiencies, nepotism, bureaucratic corruption, and form the black market ensuing rent-seeking behavior.
- *Multiple exchange rate:* This means government implicitly impose indirect tariffs and taxes on goods and services, which manipulate the relative prices and provides opportunities for rent-seeking behavior.
- *Low wages in the civil service:* The empirical evidence indicates a negative relationship between corruption and wages.
- *Natural resources*: These include oil and gas, minerals, waters, fisheries, wildlife and forestry are associated with high levels of corruption.

According to a Cariolle (2018), as public expenditure grows, corruption levels rise, but taxation is associated with a lower prevalence of corruption. In addition, this study reveals that income per capita has a significant negative effect on bribery prevalence.

In another study by Khati & Han (2023), they found that a higher Voice and Accountability (VoA) and Regulatory Quality had a positive correlation with corruption. Regarding economic variables, it was discovered that those connected to a nation's FDI inflows and natural resource endowments had a positive and negative correlation to corruption, respectively. With respect to socio-cultural factors, this article found a remarkable outcome that a variable related to religious fractionalisation displayed a positive correlation with corruption.

Some of the economic consequences of corruption are as follow:

- One of the fiscal distortions of corruption is lowering investment level. This hinders economic growth to a significant extent, which ultimately increases poverty and aggravate income inequality.
- Alters the size and composition of government expenditure, weakens the financial system, and strengthens the underground economy.
- Erodes the tax base and causes a significance loss in tax revenues.
- Reduces the effectiveness of aid flows through the public diversion of funds.
- By reducing tax collection or raising the level of public expenditure, corruption may lead to adverse budgetary consequences.

- A corrupt system may lead to lower quality of infrastructure and public services.

Table 1 summarizes the findings of studies that delved into the determinants of corruption.

Tab. 1: Determinants of Corruption

Study	Political Determinants	Economic Determinants	Social Determinants
Shabbir and Anwar (2007)	Press freedom (NA), Democracy (NA)	Economic freedom (-), Globalization (-), Distribution of income (+), Average level of income (-).	Share of population affiliated with particular religion (NA), level of education (-)
Seldadyo and De Haan (2006)	Regulatory capacity (-)	Government wage (+)	Population density (-), ethnic tension (+), Portion of population with no religion (+), Portion of female in labor force (-)
Serra (2006)	Political stability (-)	Country's level of development (-)	prevalent protestant countries (-), age of democratic institutions to exert corruption (-)
Paolo Mauro (1997)		Trade restrictions (+), Government subsidies (+), Price controls (+), Multiple exchange rate (+), Low wages in the civil service (+), Natural resource endowments (+).	
Tanzi and Davoodi (1997)		Public investment (+), Government Revenues (-), Expenditures on operations and maintenance (-)	
Jajkowicz & Drobiszová, (2015)		Government expenditures on defense (+), but on health and education (-)	
Joël Cariolle (2018)		Income per capita (-). Larger public expenditures (+), higher tax revenues (-)	
Khati and Han (2023)	Voice and Accountability (VoA) and the Regulatory Quality (+)	FDI inflows (+), and natural resource endowments (-)	Religious fractionalization (+)

Note: (+) and (-), and (NA: No Association) refers to direction of variable towards corruption.

Before we start to establish the framework of FCI, a common understanding of the following terms are required[3]:

Indicator: A summary measure related to a key issue or phenomenon and derived from a series of observed facts or reported perceptions, attitudes or expectations.

Sentiment Indicators: They are indicators that rely on the opinions, attitudes or expectations of respondents.

Composite Indicators: When individual indicators are collected into a single index based on an underlying model. In this model a multi-dimensional concept is being measured.

Both sentiment and composite indicators comes with/without reference series.

Reference Series: a series that an indicator aims to approximate or predict. It is worth mentioning that indicators with reference series may reveal a leading[4], coincident[5] or lagging[6] relationship with the reference series. The distance from a reference series is a common way to determine whether the choice of component indicators and weighting scheme or aggregation method for a composite indicator are appropriate.

Composite Indicators with Reference Series: These indicators used to approximate or predict another indicator. In fact, most composite indicators that have a reference series are economic indicators such as growth rate of GDP and Industrial Production Indices (IPIs).

Composite Indicators without Reference Series: These indicators measure a phenomenon directly and do not track the movements of another indicator. Examples are UNDP HDI or the OECD Better Life Index.

A composite indicator may contain multiple dimensions, where each dimension is characterized by different components of the phenomenon being measured. Here, there are two steps to compile indicators. In the first step, all relevant component indicators are aggregated or weighted together into one indicator for each dimension. Next step will be the aggregation of all dimensions' indicators into a composite indicator. For instance, there are three dimensions in UNPD's Human Development Index (HDI): health, knowledge and standard of living. Component indicators under knowledge dimension are arithmetically averaged. The dimensions themselves are then geometrically averaged to yield the final index.

---

[3]. Please note the methodology used in this chapter is based on "Nardo M, Saisana M, Saltelli A, Tarantola S, Hoffmann A, Giovannini E. Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide. Paris (France): OECD publishing; 2008. JRC47008"

[4]. *Leading indicator* it estimate or predict the movement of a given reference series. Most composite leading indicators are economic indicators.

[5]. *Coincident indicator:* It is a composite indicator whose movements occur simultaneously as those of its reference series.

[6]. *lagging indicator:* This composite indicator's movements follow those of its reference series.

4. Methodology

There are a number of steps that should be taken to build a composite index of Financial Corruption (FCI).

Step 1: *Theoretical framework*: The theoretical framework serves as the foundation for choosing and merging variables into a useful composite indicator based on fitness-for-purpose principle. This entails definition of FCI, determining sub-groups, and selection criteria for the underlying indicators.

Step 2: *Variables selection*: The indicators that we choose will be backed by a logical analysis, able to be evaluated, cover multiple countries, and be pertinent to the phenomenon being monitored, and their relationship to each other.

Step 3: *Imputation of missing data*: This is vital to deliver a complete dataset.

Step 4: Multivariate analysis: The intention is to evaluate the entire composition of the dataset, its appropriateness, and lead future methodological choices.

Step 5: *Normalisation*: This needs to be done in order to make the variables comparable.

Step 6: *Weighting and aggregation*: This should be implemented in accordance with the underlying theoretical framework.

Step 7: *Uncertainty and sensitivity analysis*: The robustness of the composite indicator should be examined, including factors such as the mechanism for including or excluding an indicator, the normalization scheme, the imputation of missing data, the choice of weights, and the aggregation method.

4-1. Theoretical framework

Financial corruption index (FCI) is a composite index of leading indicators that gives an overall indication of corrupt level in an economy. It includes key economic data and shows the impacts of corruption in economic and business environment. This index represents a widely differing components of the economy such as economic development, economic openness, investment, government expenditures, etc. The intention is to summarize a range of different corruption indicators into one number in order to simplify interpretation[7].

FCI has been framed based on the shortfall of the nation in each of economic dimensions. The deprivation perspective has a certain merit, in that it focuses on the distance the country must travel to achieve a desired goal or target. According to HDI

[7]- A word of caution applies here. FCI highlights the economic aspect of corruption, therefore those variables measured for the index represent the economic determinants of corruption. In order to have a comprehensive index of corruption, we need to consider political and societal aspects of corruption such as higher levels of political monopolization, low levels of democracy, weak civil participation and low political transparency, higher levels of bureaucracy and inefficient administrative structures.

Methodology and Measurement (Sen and Anand, 1994), the shortfall or deprivation indicator is defined as below:

$$I_{ij} = \frac{\max\{X_{ik}\} - X_{ij}}{\max\{X_{ik}\} - \min\{X_{ik}\}}$$

Where,

i refers to variable, j indicates the country, k is desirable goal/target, and max and min are the maximum and minimum values of variables.

An average deprivation index I*j* for country *j* for all variables is defined as a simple unweighted average of the I*ij:*

$$I_j = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} I_{ij}$$

This means the shortfall in the financial corruption index is defined to be the average deprivation. So, of FCI_j is the financial corruption index for country *j,* then:

$$FCI_j = 1 - I_j$$

There are two perspectives in measuring composite indexes: shortfall and attainment perspectives. The attainment perspective is designed to evaluate the performance of a country is doing, whereas the perspective of shortfalls is more important in regard to the difficulty in the task that remains to be completed. Here, we prefer to express FCI in terms of shortfall levels of X*ij,* therefore:

$$FCI_j = 1 - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} I_{ij}$$

$$= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(1 - I_{ij})$$

$$= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(1 - \frac{\max\{X_{ik}\} - X_{ij}}{\max\{X_{ik}\} - \min\{X_{ik}\}})$$

$$= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(1 - \frac{X_{ij} - \min\{X_{ik}\}}{\max\{X_{ik}\} - \min\{X_{ik}\}})$$

$$= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} FCI_{ij}$$

Where,

$$FCI_j = \frac{X_{ij} - \min\{X_{ik}\}}{\max\{X_{ik}\} - \min\{X_{ik}\}}$$

4-2. Variables Selection

The selection of FCI variables is largely based on the "Quality Framework for Composite Indicators" (Nardo et al 2008), which requires the selected variables should meet the criteria of accessibility, comparability, coherence, and accuracy.

Accessibility refers to effective data and metadata that are easily available to data users. Comparability indicates that all data and statistics can be compared between geographical areas, non-geographical domains or over time. Coherence is the ability to combine the datasets in a reliable manner for different purposes. Accuracy and reliability means that the data sources, statistical techniques, etc., are adequate enough to accurately portray the reality.

With these criteria, the economic determinants of corruption can be classified into 4 major sub-groups with 9 relevant indicators. These include government expenditures (4 indicators), investment (3 indicators); income and economic freedom each represented by one indicator (See Table2).

Tab. 2: The Economic Determinants of Corruption

Economic Dimensions	Indicators	Source	Time period
Government expenditures	Diversion of public funds	World Bank	2007-2017
	Wastefulness of government spending	World Bank	2007-2016
	Strength of auditing and reporting standards	World Bank	2007-2017
	Irregular payments and bribes	World Bank	2010-2017
Investment	Strength of investor protection	World Bank	2007-2017
	Soundness of Banks	World Bank	2007-2019
	Effectiveness of anti-monopoly policy	World Bank	2007-2017
Income	Adjusted net national income per capita	World Bank	1970-2021
Economic freedom	Index of Economic Freedom	Heritage Foundation	1995-2023

4-3. Imputation of missing data

Even if the study is well designed and controlled, missing data is present in almost every study or research project. Data that are missing often hinder a robust composite indicator. The data could be missed for a random or non-random reasons. The patterns of missing data[8] could appear as missing completely at random (MCAR), missing at random (MAR), and not missing at random (NMAR). There are a number of methods for dealing with missing data[9]: (i) listwise (case) deletion, (ii) pairwise deletion, (iii) mean substitution, (iv) regression imputation, (v) maximum likelihood, (vi) expectation-maximization (EM), and (vii) multiple imputation.

To handle missing data in our study, we applied EM algorithm method. The EM algorithm is an iterative approach that is cyclical between two modes. The first mode is a method of estimating the missing variables or latencies, referred to as the estimation-step or the E-step. The second mode is to optimize parameters of a model to explain the best possible data, referred to as maximization step or M-step. This method of imputation can be done by almost all statistical software such as SAS, R, python, XLSTAT, etc.

Another method that has been used is regression imputation based on ETS (Error, Trend, Seasonal) technique[10]. In exponential smoothing, recent data is given greater emphasis, while older data is given less attention. We applied this method specifically for "strength of investor protection" indicator due to missing data in 2017.

4-4. Multivariate analysis

Here, the intention of multivariate analysis is to investigate whether the dimension of the phenomena is statistically balanced in the indicator composite. There are different analytical approaches, but we use principal components analysis (PCA) method to analyse the correlation between variables, and to determine if changes in the variables in certain countries are different from changes in the other countries.

From the table3, we can see all variables are positively correlated. It also reveals that the strength of investor protection (F8) has low correlation with the other variables meaning that the indicator may have different impact on corruption.

Tab. 3: Correlation matrix (Pearson)

Variables	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
F1	1	0.799	0.741	0.534	0.689	0.631	0.706	0.268	0.575
F2	0.799	1	0.808	0.575	0.830	0.637	0.771	0.305	0.825

8. https://www-users.york.ac.uk/~mb55/intro/typemiss4.htm
9. https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3668100/
10. https://otexts.com/fpp2/estimation-and-model-selection.html

F3	0.741	0.808	1	0.597	0.705	0.667	0.867	0.423	0.650
F4	0.534	0.575	0.597	1	0.529	0.550	0.606	0.338	0.460
F5	0.689	0.830	0.705	0.529	1	0.616	0.739	0.322	0.671
F6	0.631	0.637	0.667	0.550	0.616	1	0.746	0.339	0.536
F7	0.706	0.771	0.867	0.606	0.739	0.746	1	0.477	0.624
F8	0.268	0.305	0.423	0.338	0.322	0.339	0.477	1	0.279
F9	0.575	0.825	0.650	0.460	0.671	0.536	0.624	0.279	1

Values are different from 0 with a significance level alpha=0.05

F1: Adjusted net national income per capita (current US$)

F2: Diversion of public funds

F3: Effectiveness of anti-monopoly policy

F4: Index of Economic Freedom

F5: Irregular payments and bribes

F6: Soundness of banks

F7: Strength of auditing and reporting standards

F8: Strength of investor protection

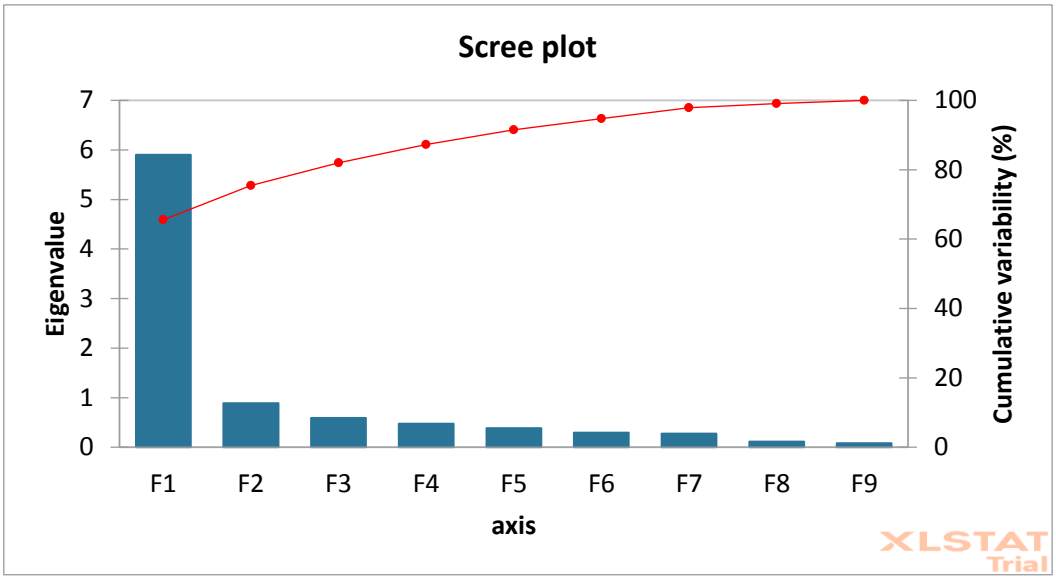
F9: Wastefulness of government spending

The next table and the corresponding chart represents the eigenvalues, which reflects the total variance that is explained by each principal component. The eigenvalues and the corresponding factors are arranged by descending order of initial variability, which they represent. In table 4, we can see that the first eigenvalue equals 5.90 and represents 65% of the total variability. This means that if we represent the data on only one axis, we will still be able to see 65% of the total variability of the data.

Ideally, the first two or three eigenvalues will correspond to high percentages of variance, which ensures that the map of the two or three factors is a reliable projection of the initial multidimensional table. In this example, the first two factors represent 67.72% of the initial variability of the data, which is a good result. But we have to be vigilant when interpreting the maps, as some of the information may be hidden by the next factor.

Tab. 4: Eigenvalues

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
Eigenvalue	5.90	0.89	0.59	0.47	0.38	0.30	0.28	0.11	0.08
Variability (%)	65.57	9.86	6.56	5.28	4.24	3.28	3.08	1.26	0.88
Cumulative %	65.57	75.43	81.99	87.27	91.50	94.78	97.86	99.12	100.00



4-5. Normalisation

The datasets often have different measurement units; therefore, normalization of the data is required before the data aggregation. As you can see in the table below, one of investment indicators i.e. "strength of investor protection" has different measurement unit. So, this need to be rescaled from 0-10 to 1-7.

Economic Dimensions	Indicators
Government expenditures	Diversion of public funds, 1-7 (best)
	Wastefulness of government spending, 1-7 (best)
	Strength of auditing and reporting standards, 1-7 (best)
	Irregular payments and bribes, 1-7 (best)
Investment	Strength of investor protection, 0-10 (best)
	Soundness of banks, 1-7 (best)
	Effectiveness of anti-monopoly policy, 1-7 (best)
Income	Adjusted net national income per capita (current US$)
Economic freedom	Index of Economic Freedom

A variety of normalisation methods exist including, ranking, standardization (or z-scores), min-max, distance to a reference country, categorical scales, indicators above or below the mean, etc. Here we rely on min-max technique:

$$I_{qc}^{t} = \frac{x_{qc}^{t} - min_c(x_q^{t_0})}{max_c(x_q^{t_0}) - min_c(x_q^{t_0})}$$

Where x_{qc}^{t} is the value of indicator q for country c at time t.

Note that the first 6 indicators are relied on above formula. However, the natural logarithm of the actual, minimum and maximum values will be used for the last two indicators i.e. adjusted net national income per capita and Index of Economic Freedom.

4-6. Weighting and aggregation

There are a number of weighting techniques such as as factor analysis, data envelopment analysis and unobserved components models (UCM), or from participatory methods like budget allocation processes (BAP), analytic hierarchy processes (AHP) and conjoint analysis (CA). However, most composite indicators are based on equal weighing (Ew), which means that all variables have equal weights. In this study, we apply equal weighing, to reflect all variables are "worth" the same in the FCI composite index.

Aggregation methods are classified into two linear and geometric aggregations. A linear method for aggregating data is useful if all indicators are measured in the same unit of measurement. Geometric aggregations are more suitable if a modeller wants some level of non-compensation between individual indicator or dimension.

4-7. FCI Computation

As discussed earlier, for the government expenditures, GE_j, and investment dimensions, INV_j, we apply the following equation:

$$GE_j or\ INV_j = \frac{X_j - \min\{X_i\}}{\max\{X_i\} - \min\{X_i\}}$$

For the income dimension, INC_j:

$$INC_j = \frac{Ln\left(ANNI_j\right) - Ln(100)}{Ln(\max\{ANNI_i\}) - Ln(100)}$$

Where $ANNI_j$represents the actual adjusted net national income per capita of a country.

Similar to income index, we use the natural logarithm of the actual to compute the economic freedom dimension:

$$EF_j = \frac{Ln\left(IEF_j\right) - Ln(20)}{Ln(\max\{IEF_i\}) - Ln(20)}$$

IEF_j, refers to index of economic freedom.

Finally, the FCI is the geometric mean of the previous four normalized indices:

$$FCI = \sqrt[4]{GE_j \times INV_j \times INC_j \times EF_j}$$

Minimum and maximum values are determined to normalize the indicators between 0 and 1.

The summary of the FCI results can be seen in **Appendix1**. Note that the higher the FCI score, the lesser the degree of corruption in the country.

5. Conclusion

As we discussed, the Financial Corruption Index (FCI) is a single index measure to capture key dimensions of financial corruption. It measures the average achievements (being less corrupt) in a country in four basics of economic dimensions including government expenditures, investment, income and economic freedom. These four dimensions are constructed of nine quantitative and qualitative economic indicators. Unlike other corruption indices such as CPI which are based on perception and objectivity, this composite indicator (FCI) puts the financial facets of corruption under the spotlight and accurately measures the level of corruption.

Table 5 shows Iran saw its FCI rating increased from 0.475 to 0.535 from 2007 to 2017, which means an improvement in Iran's rank from 87 in 2007 to 82 in 2017 among 126 countries. To compare with Corruption Perceptions Index (CPI), this index evaluates 180 nations and territories across the globe based on their assumed extent of public sector corruption, with a score range of 0 (extremely corrupt) to 100 (very clean). By looking at CPI scores for Iran, we can confirm that our results in FCI for Iran are valid and accurate.

Tab. 5: Financial Corruption Index (FCI) and Corruption Perceptions Index (CPI)

Year	FCI (Iran)		CPI (Iran)	
	Score	Rank	Score	Rank
2007	0.475	87	25	131
2008	0.504	84	23	141
2009	0.492	93	18	168
2010	0.493	92	22	154
2011	0.504	89	27	120
2012	0.505	87	28	133
2013	0.509	87	25	144
2014	0.490	95	27	136
2015	0.473	99	27	130
2016	0.514	93	29	131
2017	0.535	82	30	130

Table 6 also shows the most and least corrupt country between 2007 and 2017.

Tab. 6: The least and most corrupted countries, 2007-2017

Year	Corruption Level	Country	Score
2007	Least	Singapore	0.921
	Most	Burundi	0.091
2008	Least	Singapore	0.928
	Most	Burundi	0.122
2009	Least	Singapore	0.946
	Most	Burundi	0.189
2010	Least	Singapore	0.956
	Most	Zimbabwe	0.216
2011	Least	Singapore	0.955
	Most	Burundi	0.230
2012	Least	Singapore	0.953
	Most	Burundi	0.239
2013	Least	Singapore	0.954
	Most	Burundi	0.257
2014	Least	Singapore	0.956
	Most	Burundi	0.285
2015	Least	Singapore	0.956
	Most	Venezuela, RB	0.311
2016	Least	Singapore	0.967
	Most	Burundi	0.290
2017	Least	Singapore	0.965
	Most	Venezuela, RB	0.264

Acknowledgments
The authors consider it necessary to thank the anonymous reviewers of the journal for providing correction guidelines and Mr. Mohammad Reza Anari for helping to improve the article.

Observation Contribution
The authors declare that this article has been extracted from the doctoral thesis of the first author with the guidance of the second and third authors and the special participation of the fourth author.

Conflict of Interest
The authors declare no conflict of interest.

References

- Adam, I. & Fazekas, M., (2021). "Are Emerging Technologies Helping Win the Fight against Corruption? A Review of the State of Evidence". *Information Economics and Policy*: 100950. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016762452100038X

- Afzali, M.; Çolak, G., & Fu, M., (2021). "Economic Uncertainty and Corruption: Evidence from Public and Private Firms". *Journal of Financial Stability,* 57: 100936. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100936

- Ayodeji, I. O., (2020). "Panel Logit Regression Analysis of the Effects of Corruption on Inflation Pattern in the Economic Community of West African States." *Heliyon* 6(12): e05637. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e05637

- Beets, S. D., (2005). "Understanding the Demand-Side Issues of International Corruption". *Journal of Business Ethics,* 57: 65-81. https://link.springer.com/article/10.1007/s10551-004-3824-3

- Ben Ali, M. S.; Fhima, F. & Nouira, R., (2020). "How Does Corruption Undermine Banking Stability? A Threshold Nonlinear Framework". *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27: 100365. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100365

- Bentzen, J. S., (2012). "How bad is corruption? Cross-country evidence of the impact of corruption on economic prosperity". *Review of Development Economics,* 16(1): 167–184. doi: 10.1111/j.1467-9361.2011.00653.x.

- Cariolle, J., (2018). "Corruption determinants in developing and transition economies: Insights from a multi-level analysis". *Working Papers P229*, FERDI.

- Cimpoeru, M. V. & Cimpoeru, V., (2015). "Budgetary Transparency – An Improving Factor for Corruption Control and Economic Performance". *Procedia Economics and Finance*, 27: 579–86. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01036-9

- Deyshappriya, N. P., (2015). "Do corruption and peace affect economic growth? Evidences from the cross-country analysis". *Journal of Social and Economic Development,* 17(2): 135–147. doi: 10.1007/s40847-015-0016-1.

- Domashova, J. & Politova, A., (2021). "The Corruption Perception Index: Analysis of Dependence on Socio-Economic Indicators". *Procedia Computer Science*, 190: 193–203. https://doi.org/10.1016/j.procs.2021.06.024

- Gelman, A. & Stanig, P., (2020). "Corruption Perceptions Index 2020: Technical Methodology Note". https://www.transparency.org/en/cpi/2020/index/nzl (November 20, 2021).

- Gelman, St. n. d., (2021). "Corruption Perceptions Index 2020: Technical Methodology Note". *Retrieved November* 20, https://www.transparency.org/en/cpi/2020/index/nzl

- Giommoni, T., (2021). "Exposure to Corruption and Political Participation: Evidence from Italian Municipalities". *European Journal of Political Economy*, 68: 102000.

- Greco, S.; Ishizaka, A.; Tasiou, M. & Torrisi, G., (2019). "On the Methodological Framework of Composite Indices: A Review of the Issues of Weighting, Aggregation, and Robustness". *Social Indicators Research*, 141(1): 61–94. https://link.springer.com/article/10.1007/s11205-017-1832-9

- Hodgson, G. M. & Jiang, S., (2007). "The Economics of Corruption and the Corruption of Economics: An Institutionalist Perspective". *Journal of Economic*, 41(4): 1043–1061. http://www.jstor.org/stable/25511257

- Hosseinidoust, S. E.; Sepehrdoost, H. & Kiani, A., (2020), "Investigating the Impact of Globalization and Corruption on Government Size"*Applied Economics Studies Iran,* 32: 129-159. https://doi.org/10.22084/aes.2020.19954.2930 (In Persian).

- Iloie, R. E., (2015). "Connections between FDI, Corruption Index and Country Risk Assessments in Central and Eastern Europe". *Procedia Economics and Finance*, 32: 626–33. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01442-2

- Isaksen, J., (2005). *The Budget Process and Corruption*.

- John Joseph, W., (2006). "The Concept of Systematic Corruption in American History". *NBER Chapters,* in: Corruption and Reform: Lessons from America's Economic History: 23-62 National Bureau of Economic Research, Inc.

- Khan, A.; Krishnan, S. & Dhir, A., (2021). "Electronic Government and Corruption: Systematic Literature Review, Framework, and Agenda for Future Research". *Technological Forecasting and Social Change*, 167: 120737.

- Khati, P. & Han, J., (2023). "Determinants of Corruption in South and Southeast Asia". *Southeast Asia Journal*, 33 (2): 93 – 134. http://dspace.kci.go.kr/handle/kci/2056741.

- Knack, S. & Omar A., (2000). "Are larger countries really more corrupt?". *World Bank Policy Research Working Paper,* 2470.

- Knapp, S.; Hans Franses, Ph. & Whitby, B., (2021). "Measuring the Effect of Perceived Corruption on Detention and Incident Risk in the Maritime Industry – An Empirical Analysis". *Maritime Transport Research,* 2: 100031.

- Koudelková, P. & Senichev, V., (2015). "Mix Research Approach towards Corruption – Experts' Perception: Challenges and Limitations". *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 175: 39–47. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.01.1172

- Krajewska, A. & Makowski, G., (2017). "Corruption, anti-corruption and human rights: the case of Poland's integrity system". *Crime Law and Social Change,* (3): 325–339. doi: 10.1007/s10611-017-9710-6.

- Lederman, D.; Loayza, N. V. & Soares, R. R., (2005). "Accountability and corruption: political institutions matter". *Economics & Politics,* 17(1): 1–35. doi: 10.1111/j.1468-0343.2005.00145.x.

- Linhartová, V. & Halásková, M., (2022). "Determinants of corruption: a panel data analysis of Visegrad countries. Equilibrium". *Quarterly Journal of Economics and Economic Policy,* 17(1): 51–79. doi: 10.24136/eq.2022.003

- Mauro, P., (1998). "Corruption: causes, consequences and agenda for further research". *IMF/World Bank, Finance and Development,* 35(1): 13. https://doi.org/10.5089/9781451953220.022

- Moisé, G. M., (2020). "Corruption in the Oil Sector: A Systematic Review and Critique of the Literature". *The Extractive Industries and Society*, 7(1): 217–36. https://doi.org/10.1016/j.exis.2020.01.002

- Momeni, F.; Shakeri, A.; ArabMazar Yazdi, A. & Azimi Dokht Shooroki, S. M., (2019). "An analysis of the characteristics of anti-corruption policies with an emphasis on the structure of social order". *The Journal of Economic Policy,* 11(21): 103-124. https://doi.org/10.22034/epj.2019.1537 (In Persian).

- Moradi, F.; Jafari, M. & Fatahi, Sh, (2022). "The Impact of Misery Index and Corruption Control on Income Inequality". *Applied Economics Studies Iran,* 40 :241-279. https://doi.org/10.22084/aes.2021.23587.3246 (In Persian).

- Mustapha, N., (2014). "The impact of corruption on GDP per capita". *Journal of Eastern European and Central Asian Research,* 1(2), 1–5. doi: 10.15549/jeecar.v1i2.76.

- Nardo, M.; Saisana, M.; Saltelli, A.; Tarantola, S.; Hoffmann, A. & Giovannini, E., (2008). *Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide.* Paris (France): OECD publishin,. JRC4700.

- Nye, J. S., (1967). "Corruption and political development: a cost-benefit analysis". *American Political Science Review*, 61(2): 417–427. https://doi.org/10.2307/1953254

- Ochulor, C. L., (2011). "Ethical and moral implications of corruption". *Canadian Social Science,* 7(5): 223–228.

- Ojeka, S.; Adegboye, A.; Adegboye, K.; Umukoro, O.; Dahunsi, O. & Ozordi, E., (2019). "Corruption Perception, Institutional Quality and Performance of Listed Companies in Nigeria". *Heliyon*, 5(10): e02569. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e02569

- Ondřej, J. & Drobiszová, A., (2015). "The Effect of Corruption on Government Expenditure Allocation in OECD Countries". *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, Mendel University Press, 63(4): 1251-1259.

- Pan, L. et al. (2019). "Measuring Corruption Using the Internet Data: Example from Countries along the Belt and Road". *Procedia Computer Science*, 162: 9–14. https://doi.org/10.1016/j.procs.2019.11.250

- Park, H., (2003). "Determinants of Corruption: A Cross-National Analysis". *Multinational Business Review,* 11 (2): 29-48. https://doi.org/10.1108/1525383X200300010

- Nardo, M.; Saisana, M.; Saltelli, A.; Tarantola, S.; Hoffmann, A. & Giovannini, E., (2008). *Please note the methodology used in this chapter is based on Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide.* Paris (France): OECD publishing, JRC47008"

- Qu, G.; Slagter, B.; Sylwester, K. & Doiron, K., (2019). "Explaining the Standard Errors of Corruption Perception Indices". *Journal of Comparative Economics*, 47(4): 907–20. https://doi.org/10.1016/j.jce.2019.07.003

- Ren, S.; Hao, Y. & Wu, H., (2021). "Government Corruption, Market Segmentation and Renewable Energy Technology Innovation: Evidence from China". *Journal of Environmental Management*, 300: 113686. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113686

- Saint-Martin, D., (2015). "Systemic Corruption in an Advanced Welfare State: Lessons from the Quebec Charbonneau Inquiry". *Osgoode Hall Law Journal,* 53 (1): 66-106. https://doi.org/10.60082/2817-5069.2973

- Samimi Jafari, A. & Abedini, M., (2012). "Control of Corruption and Inflation Tax: New Evidence from Selected Developing Countries". *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 62: 441–45. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.072

- Seldadyo, H. & De Haan, J., (2006). *The Determinants of Corruption: A Reinvestigation.* EPCS-2005 Conference, Durham, England.

- Sen, A. & Anand, S., (1994). "Human Development Index: Methodology and Measurement". Human Development Report Office (HDRO), United Nations Development Programme (UNDP). https://econpapers.repec.org/RePEc:hdr:hdocpa:hdocpa-1994-02.

- Serra, D., (2006). "Empirical determinants of corruption: A sensitivity analysis". *Public Choice,* 126(1): 225-256. https://www.jstor.org/stable/30026583

- Shabbir, G. & Anwar, M., (2007). "Determinants of corruption in developing countries". *The Pakistan Development Review*, 46: 751-764. https://doi.org/10.1108/JFC-02-2021-0037

- Sviderskyi, O. & Lubentsov, A., (2020). "The impact of corruption on the development of legal and economic systems of state". *Baltic Journal of Economic Studies,* 6(1): 125–129. doi: 10.30525/2256-0742/2020-6-1-125-129.

- Tanzi, V. & Davoodi, H. R., (1997). *Corruption, Public Investment and Growth*. Working Paper of the International Monetary Fund, Fiscal Affairs Department, WP/ 97/139

- Tanzi, V., (1998). "Corruption and the Budget: Problems and Solutions". *Economics of Corruption*, 111–28. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4615-4935-2_6 (November 20, 2021).

- Ulman, S.-R., (2013). "Corruption and National Competitiveness in Different Stages of Country Development". *Procedia Economics and Finance,* 6: 150–60. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(13)00127-5

- Ulman, S.-R., (2014). "The Impact of the National Competitiveness on the Perception of Corruption". *Procedia Economics and Finance*, 15: 1002–9. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00660-1

- Vink, G., Laurence E. F.; Pannekoek, J. & Buuren, S. v., (2014). "Predictive Mean Matching Imputation of Semicontinuous Variables". *Statistica -Neerlandica*, 68(1): 61–90. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/stan.12023 (November 21, 2021).

- Yahya, K. K.; Yean, T. F.; Johari, J. & Saad, N. A., (2015). "The Perception of Gen Y on Organizational Culture, Religiosity and Corruption in Malaysian Public Organizations". *Procedia Economics and Finance*, 31: 251–61. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01227-7

- Zahedgharavi, M.; Karimi Potanlar, S.; Elmi, Z. & Gilak Hakimabadi, M., (2018). "Causes, effects and trends of financial corruption in Iran's economy". Journal of *Economic Studies and Policies*, 4 (2): 101-126, https://economic.mofidu.ac.ir/article_34581.html?lang= (In Persian).

- https://digitalcommons.osgoode.yorku.ca/ohlj/vol53/iss1/4

- https://otexts.com/fpp2/estimation-and-model-selection.html

- https://www.merriam-webster.com/dictionary/corruption

- https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3668100/

- https://www.transparency.org/en/what-is-corruption

- https://www-users.york.ac.uk/~mb55/intro/typemiss4.htm

Appendix 1: Financial Corruption Index, 2007-2017

Country	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Albania	0.467	0.497	0.509	0.601	0.607	0.609	0.585	0.556	0.565	0.606	0.623
Algeria	0.518	0.539	0.518	0.518	0.545	0.500	0.441	0.466	0.477	0.495	0.487
Argentina	0.503	0.506	0.499	0.500	0.499	0.490	0.477	0.451	0.446	0.468	0.547
Armenia	0.521	0.530	0.535	0.546	0.543	0.558	0.591	0.614	0.595	0.600	0.633
Australia	0.856	0.870	0.876	0.869	0.860	0.846	0.842	0.822	0.828	0.843	0.842
Austria	0.786	0.795	0.806	0.792	0.781	0.764	0.743	0.760	0.755	0.798	0.805
Azerbaijan	0.475	0.499	0.529	0.582	0.566	0.551	0.570	0.593	0.583	0.573	0.637
Bahrain	0.710	0.740	0.771	0.784	0.789	0.811	0.792	0.760	0.750	0.788	0.756
Bangladesh	0.392	0.395	0.423	0.448	0.467	0.466	0.460	0.466	0.465	0.468	0.500
Belgium	0.819	0.832	0.841	0.802	0.782	0.784	0.775	0.779	0.783	0.799	0.790
Benin	0.442	0.483	0.468	0.460	0.454	0.456	0.451	0.434	0.432	0.458	0.447
Bolivia	0.422	0.444	0.429	0.416	0.450	0.462	0.459	0.467	0.472	0.496	0.485
Bosnia and Herzegovina	0.509	0.520	0.509	0.516	0.524	0.520	0.540	0.551	0.527	0.504	0.527
Botswana	0.638	0.633	0.656	0.696	0.694	0.692	0.689	0.690	0.676	0.666	0.647
Brazil	0.566	0.567	0.600	0.587	0.579	0.597	0.599	0.593	0.559	0.548	0.530
Bulgaria	0.555	0.573	0.587	0.581	0.583	0.583	0.596	0.599	0.595	0.614	0.612
Burkina Faso	0.455	0.463	0.460	0.454	0.440	0.441	0.444	0.417	0.408	0.456	0.458
Burundi	0.091	0.122	0.189	0.234	0.230	0.239	0.257	0.285	0.317	0.290	0.317
Cabo Verde	0.556	0.570	0.593	0.591	0.596	0.585	0.580	0.568	0.564	0.570	0.552
Cambodia	0.414	0.436	0.446	0.461	0.477	0.489	0.509	0.493	0.467	0.491	0.499
Cameroon	0.432	0.436	0.443	0.444	0.454	0.454	0.458	0.449	0.458	0.476	0.456
Canada	0.858	0.872	0.887	0.890	0.891	0.888	0.884	0.870	0.873	0.881	0.874
Chad	0.326	0.337	0.338	0.353	0.367	0.354	0.352	0.331	0.334	0.351	0.316
Chile	0.759	0.762	0.748	0.754	0.772	0.792	0.791	0.779	0.776	0.775	0.746
China	0.496	0.528	0.570	0.585	0.597	0.596	0.593	0.603	0.612	0.610	0.638
Colombia	0.589	0.597	0.612	0.613	0.629	0.626	0.623	0.628	0.622	0.620	0.595
Costa Rica	0.559	0.594	0.619	0.628	0.631	0.614	0.608	0.607	0.610	0.607	0.604
Cote d'Ivoire	0.313	0.392	0.396	0.410	0.415	0.397	0.448	0.503	0.521	0.568	0.556
Croatia	0.556	0.579	0.601	0.592	0.581	0.571	0.567	0.573	0.563	0.605	0.579
Cyprus	0.774	0.780	0.812	0.787	0.778	0.739	0.732	0.697	0.666	0.689	0.687
Denmark	0.894	0.905	0.911	0.880	0.856	0.852	0.827	0.809	0.818	0.861	0.855
Dominican Republic	0.467	0.487	0.497	0.500	0.514	0.507	0.522	0.538	0.558	0.564	0.506
Ecuador	0.429	0.450	0.460	0.459	0.457	0.489	0.499	0.539	0.557	0.566	0.496
Egypt, Arab Rep.	0.500	0.520	0.533	0.554	0.561	0.527	0.499	0.481	0.491	0.545	0.535
El Salvador	0.599	0.594	0.583	0.588	0.583	0.561	0.508	0.507	0.534	0.568	0.467
Estonia	0.751	0.759	0.760	0.737	0.733	0.736	0.748	0.760	0.769	0.797	0.777
Ethiopia	0.314	0.365	0.385	0.373	0.393	0.421	0.405	0.409	0.413	0.456	0.439
Finland	0.864	0.874	0.880	0.868	0.861	0.852	0.864	0.870	0.867	0.886	0.883
France	0.781	0.792	0.789	0.772	0.767	0.760	0.739	0.730	0.732	0.775	0.767

Gambia, The	0.433	0.472	0.491	0.496	0.481	0.473	0.471	0.452	0.450	0.485	0.462
Georgia	0.549	0.577	0.615	0.607	0.601	0.621	0.639	0.643	0.644	0.655	0.642
Germany	0.816	0.829	0.825	0.798	0.784	0.765	0.781	0.789	0.791	0.829	0.861
Ghana	0.496	0.509	0.504	0.523	0.537	0.541	0.553	0.554	0.548	0.545	0.525
Greece	0.615	0.628	0.622	0.609	0.577	0.542	0.510	0.518	0.549	0.566	0.542
Guatemala	0.482	0.523	0.528	0.526	0.512	0.500	0.521	0.520	0.521	0.530	0.516
Guyana	0.482	0.486	0.535	0.544	0.549	0.559	0.556	0.554	0.557	0.551	0.536
Haiti	0.364	0.382	0.378	0.358	0.384	0.367	0.375	0.395	0.409	0.374	0.346
Honduras	0.443	0.491	0.505	0.486	0.476	0.487	0.487	0.452	0.489	0.523	0.496
Hungary	0.647	0.643	0.625	0.607	0.600	0.606	0.605	0.604	0.605	0.608	0.598
Iceland	0.828	0.822	0.835	0.777	0.703	0.727	0.757	0.757	0.764	0.813	0.830
India	0.526	0.531	0.546	0.557	0.555	0.539	0.540	0.533	0.535	0.580	0.600
Indonesia	0.515	0.541	0.553	0.579	0.586	0.565	0.573	0.585	0.592	0.606	0.629
Iran, Islamic Rep.	0.475	0.504	0.492	0.493	0.504	0.505	0.509	0.490	0.473	0.514	0.535
Ireland	0.879	0.874	0.886	0.819	0.712	0.657	0.706	0.748	0.778	0.814	0.813
Israel	0.795	0.810	0.796	0.802	0.809	0.793	0.781	0.760	0.753	0.767	0.817
Italy	0.650	0.648	0.649	0.639	0.639	0.638	0.624	0.610	0.600	0.626	0.627
Jamaica	0.592	0.593	0.595	0.607	0.611	0.609	0.605	0.600	0.603	0.613	0.632
Japan	0.773	0.779	0.782	0.791	0.797	0.793	0.785	0.807	0.836	0.853	0.830
Jordan	0.615	0.627	0.649	0.653	0.638	0.620	0.632	0.633	0.602	0.645	0.624
Kazakhstan	0.581	0.592	0.586	0.578	0.574	0.583	0.646	0.654	0.632	0.641	0.626
Kenya	0.443	0.473	0.493	0.481	0.465	0.485	0.495	0.511	0.517	0.521	0.507
Korea, Rep.	0.695	0.740	0.739	0.705	0.682	0.668	0.670	0.677	0.677	0.714	0.732
Kuwait	0.753	0.755	0.727	0.707	0.708	0.704	0.684	0.684	0.648	0.673	0.683
Kyrgyz Republic	0.404	0.428	0.445	0.444	0.446	0.442	0.443	0.455	0.456	0.463	0.489
Latvia	0.662	0.675	0.665	0.626	0.601	0.623	0.643	0.658	0.670	0.692	0.636
Lebanon	0.540	0.534	0.520	0.532	0.546	0.551	0.551	0.517	0.482	0.527	0.524
Lesotho	0.456	0.441	0.437	0.463	0.457	0.445	0.446	0.472	0.471	0.460	0.442
Lithuania	0.659	0.678	0.665	0.635	0.630	0.633	0.653	0.653	0.657	0.686	0.679
Luxembourg	0.829	0.825	0.844	0.850	0.833	0.824	0.823	0.828	0.829	0.866	0.861
Madagascar	0.417	0.452	0.452	0.433	0.415	0.400	0.406	0.412	0.402	0.404	0.379
Malawi	0.420	0.440	0.466	0.480	0.490	0.434	0.408	0.411	0.403	0.372	0.398
Malaysia	0.724	0.734	0.725	0.716	0.726	0.746	0.737	0.744	0.770	0.772	0.763
Mali	0.413	0.433	0.416	0.406	0.409	0.407	0.416	0.406	0.414	0.450	0.430
Mauritania	0.432	0.457	0.444	0.458	0.452	0.428	0.445	0.407	0.393	0.392	0.379
Mauritius	0.673	0.693	0.720	0.729	0.735	0.730	0.738	0.734	0.734	0.722	0.722
Mexico	0.600	0.635	0.625	0.635	0.617	0.610	0.632	0.627	0.604	0.610	0.578
Moldova	0.446	0.474	0.486	0.513	0.516	0.511	0.515	0.506	0.492	0.490	0.481
Mongolia	0.456	0.479	0.473	0.463	0.458	0.492	0.508	0.515	0.532	0.536	0.481
Montenegro	0.584	0.609	0.639	0.659	0.651	0.645	0.640	0.630	0.617	0.629	0.626
Morocco	0.526	0.556	0.543	0.531	0.527	0.536	0.586	0.592	0.596	0.596	0.589

Mozambique	0.409	0.425	0.442	0.436	0.456	0.449	0.438	0.433	0.422	0.393	0.352
Namibia	0.601	0.599	0.634	0.657	0.670	0.649	0.620	0.617	0.613	0.630	0.630
Nepal	0.397	0.413	0.417	0.431	0.434	0.432	0.442	0.438	0.449	0.464	0.475
Netherlands	0.841	0.851	0.859	0.829	0.809	0.813	0.825	0.806	0.797	0.815	0.835
New Zealand	0.893	0.887	0.897	0.918	0.916	0.911	0.927	0.930	0.937	0.944	0.943
Nicaragua	0.465	0.479	0.485	0.486	0.481	0.479	0.506	0.522	0.498	0.490	0.482
Nigeria	0.491	0.499	0.505	0.502	0.474	0.484	0.498	0.481	0.473	0.492	0.465
Norway	0.872	0.876	0.884	0.876	0.873	0.861	0.872	0.877	0.879	0.905	0.894
Oman	0.673	0.703	0.730	0.754	0.757	0.758	0.760	0.762	0.736	0.715	0.699
Pakistan	0.496	0.504	0.508	0.496	0.502	0.502	0.504	0.490	0.496	0.509	0.522
Panama	0.595	0.620	0.635	0.635	0.641	0.647	0.662	0.675	0.657	0.670	0.654
Paraguay	0.437	0.470	0.471	0.493	0.512	0.526	0.543	0.527	0.507	0.495	0.521
Peru	0.582	0.610	0.636	0.653	0.650	0.660	0.650	0.635	0.622	0.624	0.606
Philippines	0.454	0.474	0.493	0.492	0.485	0.503	0.540	0.565	0.574	0.577	0.546
Poland	0.622	0.636	0.639	0.669	0.683	0.679	0.681	0.674	0.678	0.700	0.691
Portugal	0.741	0.746	0.747	0.716	0.684	0.643	0.649	0.655	0.676	0.675	0.647
Qatar	0.754	0.772	0.778	0.826	0.825	0.808	0.849	0.870	0.846	0.865	0.835
Romania	0.583	0.606	0.627	0.623	0.611	0.592	0.574	0.570	0.602	0.613	0.617
Russian Federation	0.511	0.527	0.539	0.530	0.536	0.527	0.523	0.537	0.537	0.550	0.572
Saudi Arabia	0.664	0.685	0.732	0.754	0.788	0.796	0.788	0.779	0.763	0.773	0.760
Senegal	0.454	0.471	0.467	0.470	0.472	0.458	0.461	0.478	0.486	0.525	0.506
Serbia	0.525	0.544	0.550	0.540	0.528	0.518	0.526	0.531	0.534	0.557	0.579
Singapore	0.921	0.928	0.946	0.956	0.955	0.953	0.954	0.956	0.956	0.967	0.965
Slovak Republic	0.651	0.666	0.669	0.657	0.628	0.616	0.619	0.589	0.599	0.624	0.631
Slovenia	0.686	0.702	0.718	0.725	0.698	0.655	0.634	0.604	0.577	0.619	0.660
South Africa	0.729	0.724	0.740	0.731	0.707	0.698	0.698	0.688	0.676	0.677	0.624
Spain	0.750	0.752	0.769	0.742	0.705	0.689	0.670	0.646	0.636	0.684	0.670
Sri Lanka	0.528	0.572	0.582	0.582	0.596	0.603	0.620	0.611	0.603	0.624	0.578
Sweden	0.805	0.861	0.871	0.872	0.870	0.876	0.867	0.864	0.846	0.873	0.861
Switzerland	0.789	0.804	0.811	0.802	0.798	0.798	0.802	0.799	0.800	0.889	0.862
Tajikistan	0.340	0.365	0.374	0.437	0.470	0.499	0.504	0.500	0.519	0.517	0.552
Tanzania	0.443	0.472	0.466	0.464	0.460	0.460	0.472	0.461	0.458	0.465	0.488
Thailand	0.623	0.624	0.625	0.651	0.654	0.637	0.629	0.616	0.607	0.619	0.650
Trinidad and Tobago	0.637	0.650	0.642	0.663	0.667	0.647	0.636	0.636	0.622	0.609	0.614
Tunisia	0.614	0.629	0.632	0.638	0.669	0.626	0.587	0.579	0.565	0.554	0.562
Turkey	0.603	0.634	0.613	0.626	0.641	0.645	0.680	0.692	0.676	0.688	0.698
Uganda	0.377	0.393	0.434	0.436	0.430	0.427	0.430	0.423	0.440	0.445	0.436
Ukraine	0.458	0.466	0.461	0.433	0.413	0.422	0.445	0.430	0.411	0.417	0.428
United Arab Emirates	0.739	0.751	0.760	0.779	0.772	0.775	0.805	0.814	0.841	0.883	0.875
United Kingdom	0.893	0.878	0.849	0.801	0.791	0.815	0.826	0.818	0.827	0.856	0.857
United States	0.857	0.839	0.851	0.811	0.791	0.792	0.793	0.802	0.813	0.823	0.883

Uruguay	0.603	0.632	0.655	0.671	0.681	0.689	0.683	0.676	0.683	0.699	0.675
Venezuela, RB	0.417	0.415	0.403	0.389	0.370	0.380	0.365	0.348	0.311	0.327	0.264
Vietnam	0.369	0.389	0.431	0.453	0.463	0.451	0.454	0.454	0.464	0.512	0.503
Zambia	0.438	0.478	0.500	0.521	0.532	0.530	0.546	0.555	0.538	0.534	0.484
Zimbabwe	0.202	0.235	0.246	0.216	0.251	0.345	0.371	0.407	0.396	0.412	0.403

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

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

شاخص فساد مالی در ایران، رویکرد نظریهٔ محرومیت

معبود محمدی[۱]، قهرمان عبدلی[۲]، عزت الله عباسیان[۳]، مهدی ارائی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2023.28340.3636
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۰۶
صص: ۱۷۹-۱۵۵

چکیده

سال‌هاست که فساداقتصادی به‌طور گسترده از دیدگاه اقتصاد سیاسی موردمطالعه قرارگرفته و پژوهشگران بسیاری متغیرها و عوامل تعیین‌کنندهٔ فساد را شناسایی نموده‌اند؛ با این‌حال، به سختی می‌توان شاخص جامعی از فساد مالی را مشاهد نمود که تصویر کاملاً دقیقی از تأثیرات فساد بر نظام‌های سیاسی و اقتصادی ارائه نماید؛ چراکه فساد مالی متغیری پنهان و مکتوم است که بسادگی نمی‌توان آن را مشاهده و اندازه‌گیری کرد. مطالعات فساد عموماً با مشکلات مفهومی و اندازه‌گیری مواجه است و اکثر محققان از موارد محدود و یا برخی از جنبه‌های فساد را برای معرفی فساد بهره برده‌اند. بر این‌اساس برخی از شاخص‌های معرفی‌شده هم‌چون شاخص ادراک فساد (CPI) و شاخص کنترل فساد (CCI) به‌جای سنجش واقعی فساد، ادراک و احساس کارشناسان و مدیران تجاری از فساد را اندازه‌گیری نموده‌اند. علاوه‌بر این، هیچ‌یک از این شاخص‌ها به‌ویژه CPI برای تحقیقات تجربی تأثیر فساد بر متغیرهای اقتصادی کافی به‌نظر نمی‌رسد و برای رفع این کاستی‌ها، لازم است شاخص مناسبی برای سنجش فساد ارائه گردد. در این پژوهش، با تکیه‌بر «نظریهٔ محرومیت»، یک شاخص جامع جدید فساد مالی (FCI) معرفی می‌شود که کمبود یک کشور را در هر یک از ابعاد اقتصادی ازجمله مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، درآمد و آزادی اقتصادی اندازه‌گیری می‌کند. به‌کارگیری این چهار بُعد، همراه با رویکرد شاخص ترکیبی به فساد، ایجاد یک چارچوب جدید برای درک فساد مالی را امکان‌پذیر می‌کند. نتایج محاسبهٔ این شاخص طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۷م. و برای ۱۲۶ کشور منتخب نشان‌داد نمرهٔ ایران در شاخص فساد از ۰٫۴۷۵ در سال ۲۰۰۷ به ۰٫۵۳۵ در سال ۲۰۱۷م. افزایش‌یافته است که به‌معنای بهبود رتبهٔ ایران از ۸۷ به ۸۲ در فاصلهٔ این سال‌ها بوده است. مقایسهٔ نمرات و رتبهٔ ایران در شاخص ادراک فساد (CPI) با شاخص فساد مالی محاسبه شده این پژوهش (FCI)، حاکی از هم‌پوشانی این دو شاخص است.

کلیدواژگان: شاخص فساد مالی، شاخص مرکب، تحلیل چندمتغیره، تئوری محرومیت.
طبقه‌بندی JEL: D72, D73, C38, C63, F37.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، پردیس بین‌المللی کیش، کیش، ایران
Email: maboudmohammadi@ut.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: abdoli@ut.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
Email: e.abbasian@ut.ac.ir
۴. اقتصاددان ارشد، مرکز اقتصاد سلامت کانادا، دانشگاه تورنتو، تورنتو، کانادا
Email: e.abbasian@ut.ac.ir

ارجاع به مقاله: محمدی، معبود؛ عبدلی، قهرمان، عباسیان، عزت اله؛ و ارائی، مهدی، (۱۴۰۳). «شاخص فساد مالی در ایران برمبنای تئوری محرومیت». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۱۵۵-۱۷۹. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.28340.3636
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5385.html?lang=fa

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 13, No. 49, Spring (2024)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2023): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2022): **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, School of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, School of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, School of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, School 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, School of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, School 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, School of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, School of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, School 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. **© The Author(s)**
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

Scientific Association of Regional Development Economics

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

49

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 13 || No. 49 || Spring 2024 ||

A Study of Relation Between Macroeconomic Variables and Inflation Rate in Iran Using Wavelet Coherency, MODWT Wavelet and Granger Causality Method 9-40
Hamide Danesh, Seyed Aziz Arman, Ebrahim Anvari, Seyed Amin Mamsouri

The Dependence of Stock Market Bubbles on Monetary Policy Shocks: ... 41-71
Teymour Mohammadi, Seyedeh Mahboobeh Hosseini

Investigating and Proposing Effective Methods for Investment and Financing in ... 73-198
Seyed Abdollah Razavi, Moslem Mehrzad

Analysis of the Effect of Inflation on Unemployment in the Provinces of Iran: ... 99-129
Ali Younessi, Amir Ali Farhang, Vahid Nikpey Pesyan

Monetary and Currency Policies and Liquidity Risk of Commercial Banks with ... 131-154
Mostafa Tarabnejad Esfahani, Mahmoud Mahmoudzadeh, Masoud Sufi Majidpour,...

An Analysis of Financial Corruption Index (FCI) in Iran Through Deprivation Theory 155-179
Maboud Mohammadi, Ghahreman Abdoli, Ezatollah Abbasian, Mehdee Araee