دانشگاه بوعلی سینا

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۳

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۱ || شمارهٔ ۴۳ || پاییز ۱۴۰۱ ||

◄ **بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن: کاربرد رویکرد BEKK- VECH -VAR**
فرزانه شالیاری، سید عزیز آرمن، احمد صلاح‌منش ۹-۳۷

◄ **اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل**
بختیار جواهری، صلاح‌الدین منوچهری، زانا مظفری ۳۹-۶۹

◄ **مدل‌سازی سنجش آثار اعتبارات خُرد بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی (مطالعهٔ موردی طرح‌های اشتغال زایی بنیاد برکت)**
ابوالفضل غفاری، علیرضا پورفرج، محمدتقی گیلک‌حکیم‌آبادی، علیرضا کریمی ۷۱-۹۸

◄ **ارائه چارچوبی برای تخصیص بودجهٔ عمومی تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها با استفاده از بهینه‌سازی استوار**
پریسا علیزاده، مجتبی قلی‌پور ۹۹-۱۳۵

◄ **بررسی رابطهٔ بین نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد ایران: رویکرد هم‌دوسی موجک**
میرعلی کاظمی، یونس نادمی، رامین خوچیانی، شایسته رضایی ۱۳۷-۱۷۲

◄ **برآورد شاخص توهّم مالی در استان‌های ایران: رویکرد مدل تحلیل شاخص چندگانه-علل چندگانه (MIMIC)**
محمدعلی متفکرآزاد، ناهید عاشوری، زهرا کریمی‌تکانلو، جعفر حقیقت ۱۷۳-۲۰۸

◄ **ارزیابی تبعات اقتصادی-اجتماعی بیماری کرونا در ایران از منظر اقتصاد رفتاری**
زهرا مهران‌فرد، امیرحسین مرینی، عباس عصاری‌آرانی، لطفعلی عاقلی ۲۰۹-۲۳۶

◄ **بررسی اثر دخالت های دولت در بازار سرمایهٔ ایران: رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL)**
محمد خداوردیزاده، محمد کلامی، سجاد ابراهیم‌پور، صابر خداوردیزاده ۲۳۷-۲۶۱

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

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

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

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

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

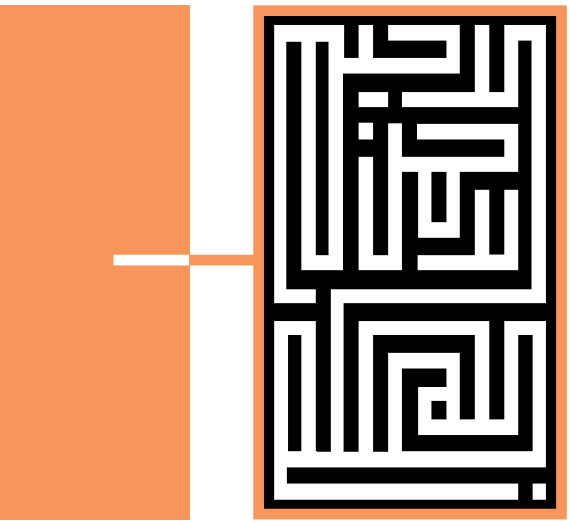
– ارجاع در متن مقاله

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

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

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

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



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

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

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

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

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

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

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

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

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

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

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۱، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1**

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

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

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

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

فهرست مقالات

بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن: کاربرد رویکرد BEKK- VECH -VAR ۹-۳۷
فرزانه شالیاری، سید عزیز آرمن، احمد صلاح‌منش

اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل ۳۹-۶۹
بختیار جواهری، صلاح‌الدین منوچهری، زانا مظفری

مدل‌سازی سنجش آثار اعتبارات خُرد بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی (مطالعهٔ موردی طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت) ۷۱-۹۸
ابوالفضل غفاری، علیرضا پورفرج، محمدتقی گیلک‌حکیم‌آبادی، علیرضا کریمی

ارائه چارچوبی برای تخصیص بودجهٔ عمومی تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها با استفاده از بهینه‌سازی استوار ۹۹-۱۳۵
پریسا علیزاده، مجتبی قلی‌پور

بررسی رابطهٔ بین نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد ایران: رویکرد هم‌دوسی موجک ۱۳۷-۱۷۲
میرعلی کاظمی، یونس نادمی، رامین خوچیانی، شایسته رضایی

برآورد شاخص توهّم مالی در استان‌های ایران: رویکرد مدل تحلیل شاخص چندگانه-علل چندگانه (MIMIC) ۱۷۳-۲۰۸
محمدعلی متفکرآزاد، ناهید عاشوری، زهرا کریمی‌تکانلو، جعفر حقیقت

ارزیابی تبعات اقتصادی-اجتماعی بیماری کرونا در ایران از منظر اقتصاد رفتاری ۲۰۹-۲۳۶
زهرا مهران‌فرد، امیرحسین مزینی، عباس عصاری‌آرانی، لطفعلی عاقلی

بررسی اثر دخالت های دولت در بازار سرمایهٔ ایران: رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) ۲۳۷-۲۶۱
محمد خداوردیزاده، محمد کلامی، سجاد ابراهیم‌پور، صابر خداوردیزاده

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

داوران ایـــن شـــماره

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

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

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

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

Bu-Ali Sin University

Investigating the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Inflation and Interest Rate Uncertainty and the Role Monetary and Fiscal Policy Credibility on it: Application of BEKK-VECH-VAR Methods

Shalyari, F.[1], Armen, S. A.[2], Salahmanesh, A.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2022.25294.3372
Received: 2021.12.03; Accepted: 2022.01.11
Pp: 9-37

Abstract

Take a look at the trend of macroeconomic variables such as exchange rate and inflation in Iran, shows that these variables have had a relatively Instable trend in recent years. However, the effects of the uncertainty of these variables and their interactions have received very little attention in the country. Therefore, this study investigating the impact of exchange rate uncertainty on inflation and interest rate uncertainty and the role monetary and fiscal policy credibility on it using quarterly data during the period 1991-2019. For this purpose, initially using the three-variable VECH and BEKK methods, uncertainty in the variables is estimated. The results show that BEKK method is more suitable for estimating uncertainty than VECH method. Then using the VAR structure, Investigating the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Inflation and Interest Rate Uncertainty and the Role Monetary and fiscal policy credibility on it. The results show that exchange rate uncertainty and inflation rate uncertainty affect each other. Also, exchange rate uncertainty and interest rate uncertainty intensify each other. Rising interest rates increase interest rate uncertainty and rising inflation increases inflation uncertainty. This result means the confirmation of the Friedman-Ball hypothesis and the rejection of the Pourgerami and Maskus hypothesis. The results also show that the credit of monetary and fiscal policies reduces the effect of exchange rate uncertainty on interest rate uncertainty and inflation.

Keywords: Exchange Rate Uncertainty, Inflation Rate Uncertainty, Interest Rate Uncertainty, Monetary and Fiscal Policy Credibility.

JEL Classification: D84, E37, E58.

1. PhD student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).
Email: saarman@scu.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

Citations: Shalyari, F.; Arman, S. A., & Salahmanesh, A., (2022). "Investigating the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Inflation and Interest Rate Uncertainty and the Role Monetary and Fiscal Policy Credibility on it: Application of BEKK-VECH-VAR Methods". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 9-37 -. doi: 10.22084/aes.2022.25294.3372
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4404.html?lang=en

1. Introduction

According to the Maastricht Treaty, macroeconomic stability is measured by four variables: inflation, exchange rate, interest rate, and government budget deficit. But a look at the trend of macro-economic variables including exchange rate and inflation in the country shows that these variables have gone through a relatively unstable trend in recent years. The reports of the central bank also confirm the same issue. Uncertainty caused by exchange rate fluctuations leads to uncertainty in the future price of goods and services and ultimately uncertainty regarding inflation. Economic actors base their decisions in the fields of production, investment and consumption based on the information provided by the price system. If the prices become unreliable and unpredictable, the quality of the mentioned decisions will decrease. This problem affects the price and interest rate mechanism through two channels, and it will jeopardize the efficiency of investment and production projects and will cause a decrease in production and national income (De Gaive, 1993). In the meantime, one of the main tools at the disposal of governments and the central bank to guide the economy is monetary and financial policies. The main essence of the effectiveness of monetary and financial policy is the credibility of the policy, that is, its belief by economic agents; For this reason, one of the subjects that have occupied researchers in the field of monetary economics is the investigation of the effect of the credibility of policies (Taghinejad Omran et al., 2017).

Here, the main issue is to what extent the credibility of the policies are effective in reducing the uncertainty of the exchange rate and its effects (Hosseinzadeh and Hekhit, 2012). Because Iran's economy is an oil-based economy and is affected by exchange rate fluctuations and has experienced periods of high inflation and currency crisis; This makes the need to further investigate the effects of exchange rate uncertainty on the economy even more clear.

2. Materials and Methods

In this research, using seasonal time series data for the period of 1370:1-1398, the effect of exchange rate uncertainty on inflation and interest rate uncertainty and the role of monetary and financial policies on it are investigated for the country of Iran. Because according to the existing literature, exchange rate variables, inflation rate and interest rate are related to each other; Therefore, multivariate GARCH models including three-variable VECH and BEKK models are used to measure uncertainty. Then, using the VAR model, the dynamic relationships between the variables are measured. Currency uncertainty is a condition in which decision makers and economic agents are uncertain about the amount of exchange

rate changes they will face in the future. Here, the free market exchange rate is used. Inflation uncertainty is a situation in which decision-makers and economic agents are uncertain about the rate of inflation in the future (Ghanbari, 2017). In this research, the yield rate of housing rent is used as a substitute for the interest rate. Komijani and Bahramirad (2007) and Shuja (2010) show that the housing rental yield rate is a more suitable indicator for the nominal interest rate due to the competitiveness of the housing market. To calculate the validity of monetary policy, the index introduced by De Mendonça (2007) and De Mendonça and De Guimarães (2009) is used. De Mendonça and Machado (2013) index based on the ratio of public debt to GDP will also be used to calculate the credibility of fiscal policy.

3. Discussion

Considering that the research data is seasonal time series. Therefore, the Hagi seasonal unit root test is used to check the reliability. Based on the obtained results, the logarithm of the exchange rate, the logarithm of the inflation rate, and the logarithm of the credit of the fiscal policy have non-seasonal unit root and they were equal after one time of differentiation. The logarithm of the interest rate and the logarithm of the credit of the monetary policy were recognized at the level of Mana.

To estimate the uncertainty, the best ARIMA(p,d,q) model should be selected first. For this purpose, the correlation chart of the Mana variable is used and the type and order of the model is determined from the AFC and PACF charts. The probability of ARCH effect is less than 5% in all the investigated models. Therefore, the existence of variance heterogeneity for the models is confirmed. As a result, conditional variance heterogeneity models can be used to calculate the uncertainty of variables.

The variable of inflation rate and interest rate of the previous period is significant at the error level of 5% and is effective on the current rates. An increase of one percent in the growth rate of the first order difference of inflation of the previous period causes an increase of 0.73 percent in the growth rate of the first order difference of inflation of the current period. The exchange rate variable of the previous period was found to be significant at the 10% error level. Therefore, the exchange rate has a direct relationship with the exchange rate of the previous period, and a one percent increase in the first order difference of the exchange rate of the previous period causes a 0.13 percent increase in this rate in the current period. Also, a one percent increase in the interest rate of the previous period causes an increase of 0.51 percent in the interest rate of the current period.

4. Conclusion

Based on the obtained results, the BEKK method is more suitable than the VECH method for uncertainty estimation. Therefore, the BEKK model was used to measure the uncertainty of the variables. The results of the BEKK model indicate that the uncertainty of the exchange rate and the uncertainty of the inflation rate affect each other and reinforce each other. At the same time, exchange rate uncertainty and interest rate uncertainty aggravate each other. Then, using the var method, the dynamic effect of exchange rate uncertainty on inflation rate uncertainty and interest rate uncertainty was investigated. The results show that the effect of exchange rate uncertainty shock on inflation rate uncertainty increases in a decreasing manner. Also, the instantaneous reaction functions show that interest rate uncertainty increases with the increase of exchange rate uncertainty. At the same time, the negative effect of political and monetary and financial credit on inflation and interest rate uncertainty is confirmed. The existence of reliable monetary and financial policies will reduce the uncertainty of inflation and interest rates. It was also found that the logarithm of the inflation rate and the logarithm of the interest rate have a positive effect on the uncertainty of these variables.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن: کاربرد رویکرد BEKK- VECH -VAR

فرزانه شالیاری[۱]، سید عزیز آرمن[۲]، احمد صلاح‌منش[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25294.3372
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۱
صص: ۳۷-۹

چکیده

نگاهی به روند متغیرهای کلان اقتصادی، ازجمله نرخ ارز و تورم در کشور نشان می‌دهد این متغیرها روند نسبتاً بی‌ثباتی را در سال‌های اخیر طی کرده‌اند. با این‌وجود، اثرات بی‌ثباتی و نااطمینانی این متغیرها و روابط متقابل آن‌ها بسیار کم در کشور موردتوجه قرار گرفته است؛ لذا این پژوهش به بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ زمانی ۹۸-۱۳۷۰ برای کشور ایران پرداخته است. بدین‌منظور، در ابتدا با استفاده از روش VECH و BEKK سه متغیره، نااطمینانی در متغیرها برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد روش BEKK جهت برآورد نااطمینانی مناسب‌تر از روش VECH است؛ سپس با استفاده از ساختار VAR، اثر نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نااطمینانی نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی نرخ تورم بر هم‌دیگر مؤثرند و همدیگر را تقویت می‌کنند. در عین‌حال، نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی نرخ بهره نیز هم‌دیگر را تشدید می‌کنند. افزایش نرخ بهره سبب افزایش نااطمینانی نرخ بهره می‌شود و افزایش تورم، افزایش نااطمینانی تورم به‌دنبال دارد. این نتیجه به‌معنای تأیید فرضیهٔ فریدمن-بال و رد فرضیهٔ پورگرامی-ماسکوس است. هم‌چنین نتایج بیانگر آن است که اعتبار سیاست‌های پولی و مالی در کاهش اثر نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی نرخ بهره و تورم مؤثر است.

کلیدواژگان: نااطمینانی نرخ ارز، نااطمینانی نرخ بهره، نااطمینانی نرخ تورم، اعتبار سیاست پولی و مالی.
طبقه‌بندی JEL: D84, E37, E58.

۱. جوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.
Email: f.shalyari@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: saarman@scu.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.
Email: salahmans@scu.ac.ir

ارجاع به مقاله: شالیاری، فرزانه؛ آرمن، سید عزیز؛ و صلاحمنش، احمد، (۱۴۰۱). «بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن: کاربرد رویکرد BEKK- VECH –VAR». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۹-۳۷.
doi: 10.22084/aes.2022.25294.3372
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4404.html

۱. مقدمه

ثبات اقتصاد کلان و کاهش نااطمینانی‌های موجود در فضای اقتصادی از کانال‌های متعددی، نظیر انگیزهٔ سرمایه‌گذاری، انباشت سرمایه و... به رشد اقتصادی کمک شایانی می‌نماید (مالیک و چودهاری[۱]، ۲۰۱۱). براساس معاهدهٔ ماستریخت[۲] ثبات اقتصاد کلان توسط چهار متغیر تورم، نرخ ارز، نرخ بهره و کسری بودجهٔ دولت سنجیده می‌شود. اما نگاهی به روند متغیرهای کلان اقتصادی، ازجمله نرخ ارز و تورم در کشور نشان می‌دهد این متغیرها روند نسبتاً بی‌ثباتی را در سال‌های اخیر طی کرده‌اند. گزارشات بانک مرکزی نیز مؤید همین موضوع است. بانک مرکزی در گزارشی از وضعیت اقتصادی کشور در سال ۱۳۹۷ به این موضوع اشاره می‌کند که برخی از عوامل هم‌چون تحریم‌ها و خروج امریکا از برجام موجب تشدید نااطمینانی‌ها، انتظارات منفی و افزایش نوسانات قیمتی در اغلب بازارها به‌خصوص بازار ارز شده است. در بخشی دیگر از همین گزارش بیان می‌شود که اثرپذیری شدید سطح قیمت‌ها از نوسانات نرخ ارز در کنار برخی عوامل دیگر هم‌چون حجم بالای نقدینگی سبب شده است کشور با نوسانات تورم و ظهور دوبارهٔ تورم دو رقمی مواجه شود[۳].

به‌همین دلیل، لزوم توجه به نوسانات نرخ ارز و فضای نااطمینانی که به‌دنبال آن به‌وجود می‌آید بر کسی پوشیده نیست (مبینی‌دهکردی، ۱۳۹۲). بین نااطمینانی متغیرها اثرات متقابل تشدیدشونده وجود دارد؛ به‌گونه‌ای که نوسانات و بی‌ثباتی موجود در یک متغیر اثر بزرگی روی نااطمینانی متغیرهای دیگر برجای می‌گذارد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۰). عدم‌اطمینان ناشی از نوسان نرخ ارز به عدم‌اطمینان در قیمت آتی کالاها و خدمات و درنهایت عدم‌اطمینان نسبت به تورم منجر می‌شود. فعالان اقتصادی تصمیمات خود را در زمینه‌های تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف بر پایهٔ اطلاعاتی که سیستم قیمت‌ها برای آنان فراهم می‌سازد، پی‌ریزی می‌کنند. در صورتی‌که قیمت‌ها غیرقابل اطمینان و پیش‌بینی‌ناپذیر شوند، کیفیت تصمیم‌گیری‌های یاد شده کاهش خواهد یافت. این مسأله از دو کانال اختلال در سازوکار قیمت و نرخ بهره اثر خود را می‌گذارد و درنهایت، کارآمدی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و تولید را با مخاطره مواجه کرده و کاهش تولید و درآمد ملی را سبب خواهد شد (دی‌گریو[۴]، ۱۹۹۳). در این بین، ازجمله ابزارهای اصلی در اختیار دولت‌ها و بانک مرکزی برای هدایت اقتصاد سیاست‌های پولی و مالی است. جوهر اصلی اثرگذاری سیاست پولی و مالی اعتبار سیاست، یعنی باور آن توسط کارگزاران اقتصادی است؛ به‌همین دلیل، یکی از موضوعاتی که پژوهشگران حوزهٔ اقتصاد پولی را به خود مشغول کرده است، بررسی اثر اعتبار سیاست‌ها است (تقی‌نژادعمران و همکاران، ۱۳۹۷).

در اینجا موضوع اصلی این است که اعتبار سیاست‌ها تا چه حد در کاهش نااطیمنانی نرخ ارز و اثرات آن مؤثر هستند (حسین‌زاده و حقیقت، ۱۳۹۲). از آنجا که اقتصاد ایران یک اقتصاد نفتی و متأثر از نوسانات نرخ ارز است و دوره‌هایی از تورم بالا و بحران ارزی را تجربه کرده است؛ همین‌امر لزوم بررسی بیشتر اثرات نااطمینانی نرخ ارز بر

---

[1]. Mallik and Chowdhury

[۲]. (Maastricht Treaty) ضوابط هم‌گرایی اتحادیهٔ اروپا، که معاهدهٔ ماستریخت نیز نامیده می‌شود.

[۳]. می‌توان به گزارش خلاصهٔ تحولات اقتصادی کشور در سال ۹۷، ۹۶، ۹۱، ۸۸ و ۸۷ اشاره کرد که توسط بانک مرکزی تهیه و در سایت این نهاد قرار دارد. لازم به ذکر است در هنگام تدوین مقاله این گزارشات تا تحولات اقتصادی سال ۱۳۹۷ منتشر شده‌است.

[4]. De grave

اقتصاد را بیش از پیش مشخص می‌سازد. با این‌وجود، اثرات نااطمینانی نرخ ارز و به‌ویژه اثرات متقابل نااطمینانی متغیرها بسیار کم در کشور موردتوجه قرار گرفته است. در صورتی‌که نتایج این‌گونه مطالعات می‌تواند به سیاست‌گذاری بهتر و در نتیجه بهبود شرایط اقتصادی کشور کمک نماید.

درخصوص سهم پژوهش حاضر در ادبیات مذکور می‌توان گفت علی‌رغم اهمیت موضوع، مطالعاتی که در این‌زمینه در داخل کشور انجام شده است، تنها نااطمینانی را در یکی از این متغیرها مورد بررسی قرار داده‌اند. تاکنون در هیچ مطالعه‌ای آثار هم‌زمان نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی نرخ تورم و نرخ بهره مورد بررسی قرار نگرفته است؛ هم‌چنین این مطالعه به بررسی اثر اعتبار سیاست‌های پولی و مالی در این‌زمینه می‌پردازد. این درحالی است که مطالعات بسیار کمی در داخل کشور درمورد اثر اعتبار سیاست‌های پولی انجام شده است و به‌نظر می‌رسد مطالعه‌ای که اثر اعتبار سیاست‌های مالی و به‌طور ویژه اثر اعتبار سیاست‌ها را بر اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهرهٔ مورد بررسی قرار داده باشد، انجام نشده است. در این‌راستا، مطالعهٔ حاضر به بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن طی دورهٔ زمانی ۹۸-۱۳۷۰ برای اقتصاد ایران می‌پردازد. این مطالعه در ۵ بخش تنظیم شده است؛ در ادامه و در بخش دوم، مبانی نظری بیان و مطالعات انجام شده در این‌زمینه مرور می‌شود. بخش سوم به معرفی متغیرها و روش تحقیق؛ بخش چهارم به ارائه نتایج برآوردها؛ و بخش پنجم و پایانی به نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

مطالعات مربوط به اثرات نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره از ادبیات مربوط به اثر انتقالی نرخ ارز[۱] به تورم ناشی می‌شود (مونتس و فراریا[۲]، ۲۰۱۸). «داروا‌س»[۳](۲۰۰۱) معتقد است انتقال نرخ ارز اصطلاحی است که عموماً به‌منظور توصیف اثر نوسانات نرخ ارز بر یکی از موارد؛ قیمت‌های وارداتی و صادراتی، قیمت‌های مصرف‌کننده، سرمایه‌گذاری و حجم تجارت به‌کار می‌رود (گلدبرگ و کنتر[۴]، ۱۹۹۷).

نااطمینانی در نرخ ارز منجر به نااطمینانی در قیمت آتی کالاها و خدمات می‌شود. عوامل اقتصادی تصمیم‌گیری‌های خود را در زمینه‌های تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف بر پایهٔ اطلاعاتی که سیستم قیمت‌ها برای آنان فراهم می‌سازد، پی‌ریزی می‌کنند. در صورتی‌که قیمت‌ها غیرقابل پیش‌بینی گردند، کیفیت تصمیم‌گیری‌های یاد شده کاهش خواهد یافت. هم‌چنین افزایش ریسک ناشی از عدم اطمینان قیمت‌ها و نرخ ارز، عمدتاً باعث بالا رفتن نرخ بهره حقیقی می‌شود. این موضوع ناشی از این حقیقت است که هنگامی بازگشت موردانتظار از پروژه‌های سرمایه‌گذاری با عدم‌اطمینان بیشتری مواجه می‌گردد، سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز برای جبران ریسک افزایش‌یافته

---

۱. اصطلاح Exchange rate pass-through در ادبیات اقتصادی برای توصیف انتقال اثرات تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها استفاده می‌شود؛ اما در مقالات فارسی معادل‌های مختلفی برای آن به‌کار رفته است که از آن‌جمله می‌توان به «اثر انتقالی نرخ ارز»، «اثر عبور نرخ ارز» و «اثرگذار نرخ ارز» اشاره کرد (حیدری و احمدزاده، ۱۳۹۴).

2. Montes & Ferreira
3. Darvas
4. Goldberg and Knetter

در پروژه‌های سرمایه‌گذاری، نرخ بهره بالاتری درخواست می‌کنند (مبینی‌دهکردی، ۱۳۹۲). این موضوع نیز توسط «گادنسز»[1] و همکاران (۲۰۱۸) اشاره شده است. عدم‌اطمینان نرخ ارز منجر به حق بیمهٔ اضافی و درنهایت افزایش سطح نرخ بهره می‌شود (کاراهان و کالاک[2]، ۲۰۱۲)؛ البته محققانی هم‌چون «آگوئری»[3] و همکاران (۲۰۱۲) و «جانتیلا» و «کورهونن»[4] (۲۰۱۲) معتقدند بنگاه‌ها و مردم به‌دلیل عواملی هم‌چون هزینهٔ فهرست‌بها، حفظ سهم بازار و هزینهٔ کسب اطلاعات، تنها در صورتی نوسانات نرخ ارز را دائمی تلقی کنند قیمت‌ها و تصمیمات اقتصادی خود را تغییر خواهند داد. در نتیجه نااطمینانی نسبت به نرخ ارز در صورتی‌که موقتی و کوتاه‌مدت باشد سبب افزایش قیمت‌ها و نرخ بهره و درنهایت نااطمینانی تورم و نرخ بهره نمی‌شود.

عوامل متعددی بر انتقال نرخ ارز و نااطمینانی ناشی از آن تأثیرگذار است. «مان»[5](۱۹۸۶) معتقد است درجهٔ انتقال نرخ ارز تحت‌تأثیر متغیرهای محیطی اقتصاد مانند: بی‌ثباتی تورم، بی‌ثباتی نرخ ارز و رکود و رونق اقتصادی است (شیخ[6]، ۲۰۱۳). درجهٔ رقابت‌پذیری (کامپا و گلدبرگ، ۲۰۰۵؛ کروگمن[7]، ۱۹۸۷)، سیاست پولی (جانتیلا و کورهونن، ۲۰۱۲؛ گاگنون و ایهریک[8]، ۲۰۰۴)، اعتبار سیاست پولی و مالی (دمندوچا و تیبرتو[9]، ۲۰۱۷؛ اندو[10] و همکاران، ۲۰۱۹؛ آلم و لاهینی[11]، ۲۰۱۴) از عوامل مؤثر بر درجهٔ انتقال نرخ ارز است. درخصوص نحوهٔ اثرگذاری اعتبار سیاست پولی و مالی بر اثرات نااطمینانی نرخ ارز می‌توان گفت؛ بهبود اعتبار سیاست مالی نشان‌دهندهٔ افزایش اعتقاد عمومی است که دولت می‌تواند سطح بدهی‌های عمومی را در آینده حفظ نماید. همین موضوع سبب کاهش انتظارات تورمی می‌شود؛ به این‌ترتیب دارندگان اوراق قرضه، تقاضای حق بیمهٔ ریسک کمتری کرده و تورم و نرخ بهره کاهش خواهد یافت (مونتس و آکار[12]، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، یک سیاست پولی قابل‌پیش‌بینی و معتبر منجر به کاهش تورم و هماهنگی بین پیش‌بینی‌کنندگان درمورد مسیر آیندهٔ تورم شود؛ زیرا کارگزاران درک مشترکی از واکنش بانک مرکزی به هر شوک دارند (کریر اسلاو[13] و همکاران، ۲۰۱۶)؛ لذا اعتبار سیاست پولی و مالی بر کاهش اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز مؤثر است.

۳-۲. پیشینهٔ مطالعات

علی‌رغم اهمیت موضوع به‌خصوص در کشورهای درحال توسعه که با نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و نااطمینانی ناشی از آن‌ها مواجه هستند. اما اکثر مطالعات انجام شده به بررسی اثرات نااطمینانی نرخ ارز یا نااطمینانی تورم بر عواملی هم‌چون رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تورم پرداخته‌اند و محققان

---

1. Gadanecz
2. Karahan & Çolak
3. Aguerre
4. Junttila & Korhonen
5. Mann
6. Cheikh
7. Krugman
8. Gagnon & Ihrig
9. De Mendonça &Tiberto
10. Ndou
11. Aleem & Lahiani
12. Montes & Acar
13. Carrière-Swallow

لندکی اثرات متقابل نااطمینانی متغیرها را بر هم‌دیگر، به‌ویژه سه متغیر کلان نرخ ارز، تورم و نرخ بهره مورد بررسی قرار داده‌اند؛ هم‌چنین بررسی اثر اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر این نااطمینانی‌ها در اکثر مطالعات، به‌ویژه در داخل کشور مورد غفلت واقع شده است.

«مونتس» و «فراریا» (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با استفاده از روش OLS و GMM و داده‌های ماهانهٔ ۲۰۱۶-۲۰۰۱ کشور برزیل نشان می‌دهند نااطمینانی نرخ ارز سبب افزایش نااطمینانی نرخ تورم و نااطمینانی نرخ بهره می‌شود. افزایش نرخ تورم و نرخ بهره، افزایش نااطمینانی این متغیرها را به‌دنبال دارد؛ هم‌چنین آن‌ها نشان می‌دهند سیاست‌های پولی معتبر، انتقال نااطمینانی نرخ ارز به نااطمینانی تورم و نرخ بهره را کاهش می‌دهد. «الیورا» و «کوری»[1] (۲۰۱۶) به بررسی اثر اعتبار سیاست‌های پولی بر نااطمینانی تورم، ناطمینانی نرخ بهره و نرخ رشد تولیدات صنعتی در برزیل با استفاده از مدل‌های GMM و 2SLS و داده‌های ماهانهٔ ۲۰۱۴-۲۰۰۱ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که اعتبار سیاست‌های پولی سبب کاهش نااطمینانی در تورم و نرخ بهره می‌شود.

در داخل کشور، «حیدری» و همکاران (۱۳۹۰) با به‌کارگیری مدل واریانس ناهم‌سانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافتهٔ سه متغیره و داده‌های فصلی ۸۶-۱۳۶۷، نااطمینانی در سه متغیر نرخ واقعی ارز، تورم و رشد اقتصادی را محاسبه کرده و با استفاده از نمودار کوواریانس شرطی نشان می‌دهند رابطهٔ مثبت بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد اقتصادی وجود دارد. براساس نتایج آن‌ها، نااطمینانی ناشی از نوسانات نرخ واقعی ارز منجر به تشدید نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی در طول زمان می‌شود.

از آنجا که مطالعات اندکی درخصوص موضوع موردنظر انجام شده است؛ لذا توجه به مطالعاتی که با موضوع موردنظر هم‌خوانی و در راستای ادبیات انتقال اثرات نرخ ارز تحقیق باشد؛ می‌تواند ما را در درک بهتر موضوع کمک نماید، ازجمله می‌توان به مطالعهٔ «دمندونچا» و «توستز» (۲۰۱۵) اشاره کرد؛ آنان در بررسی اثر اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر اثر انتقالی نرخ ارز در برزیل نشان می‌دهند که اعتبار سیاست‌های پولی و مالی با تأخیر سبب کاهش اثر تغییرات نرخ ارز بر تورم می‌شود. «کریر اسلاو» و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های ۶۲ کشور توسعه‌یافته و درحال توسعه و مدل OLS و VAR برای سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۰ دریافتند اعتبار بیشتر سیاست‌های پولی سبب کاهش درجهٔ انتقال نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده می‌شود. نتایج پژوهش «کابوندی» و «ملاشیا»[2] (۲۰۱۸) که با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۱۵-۱۹۸۰م. و روش OLS برای کشور آفریقای جنوبی انجام شد، نشان‌داد که به‌میزانی که تورم و نوسانات تورم کاهش می‌یابد سیاست پولی دارای اعتبار بیشتری خواهد بود و همین موضوع منجر به کاهش اثر انتقالی نرخ ارز به قیمت‌ها می‌شود.

«دمندونچا» و «تیبرتو» (۲۰۱۷) نشان می‌دهند که درجهٔ اعتبار سیاست پولی یکی از ابزارهایی است که می‌تواند انتقال اثرات تغییرات نرخ ارز بر تورم را کاهش و ثبات قیمت‌ها را افزایش دهد. «اندو» و همکاران (۲۰۱۹) در بررسی اهمیت نقش اعتبار سیاست مالی در انتقال اثرات تغییرات نرخ ارز با استفاده از روش VAR

---

[1]. Oliveira & Curi
[2]. Kabundi & Mlachila

برای آفریقای جنوبی نشان می‌دهند اعتبار سیاست مالی، اثرات تغییرات نرخ ارز بر تورم را کاهش می‌دهد. آن‌ها در مطالعهٔ خود از داده‌های فصلی ۲۰۱۷-۱۹۹۰م. استفاده کرده‌اند.

«کامپا» و «گلدبرگ» (۲۰۰۲) با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی به مطالعهٔ عوامل مؤثر بر درجهٔ انتقال نرخ ارز در ۲۵ کشور طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۲- ۱۹۷۵م. پرداختند. آن‌ها در مطالعهٔ خود تأثیر متغیرهای نرخ رشد پول، بی‌ثباتی نرخ ارز و تورم را بر درجهٔ انتقال نرخ ارز بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان‌داد که در بلندمدت، انتقال نرخ ارز به کالاهای وارداتی بیشتر از کوتاه‌مدت است و بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجهٔ انتقال نرخ ارز اثر مثبت و معنادار دارد.

«قوش»[1] (۲۰۱۳) با استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای ۹ کشور آمریکای لاتین طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۱۰م. نشان می‌دهد بی‌ثباتی سیاست پولی، نرخ تورم، بی‌ثباتی نرخ ارز و درجهٔ باز بودن تجاری اثر مثبت و معناداری بر درجهٔ انتقال نرخ ارز دارد. براساس نتایج آن‌ها، با افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز، درجهٔ انتقال نرخ ارز افزایش می‌یابد. این نتیجه منطبق با نتایج «جانتیلا» و «کورهونن» (۲۰۱۲)، «آگوئری» و همکاران (۲۰۱۲) و «لین» و«وو»[2] (۲۰۱۲) است.

«رحیمی» و «خداویسی» (۱۳۹۸) با به‌کارگیری الگوی انتقال ملایم پانلی نشان می‌دهد که کاهش اعتبار سیاست‌های پولی در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته درجهٔ انتقال نرخ ارز را افزایش می‌دهد. «کازرونی» و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجهٔ انتقال نرخ ارز در ایران طی دورهٔ ۱۳۸۸-۱۳۵۴ با به‌کارگیری رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و مدل GARCH پرداختند. نتایج آن‌ها نشان‌داد که بی‌ثباتی نرخ ارز، تأثیر مثبتی بر درجهٔ انتقال نرخ ارز دارد و بی‌ثباتی نرخ ارز موجب تشدید درجهٔ انتقال نرخ ارز در اقتصاد ایران می‌شود.

درخصوص تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات ذکر شده می‌توان گفت که نزدیک‌ترین مطالعه به مطالعهٔ حاضر، پژوهش «مونتس» و «فراریا» (۲۰۱۸) است؛ هرچند مطالعهٔ مذکور نیز صرفاً اثر اعتبار سیاست پولی بر اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره درنظر گرفته و اثر اعتبار سیاست مالی لحاظ نشده است. این درحالی است که با توجه به نقش دولت در اقتصاد کشورهای درحال توسعه، بررسی اثر اعتبار سیاست‌های مالی نیز ضرورت دارد؛ لذا در این پژوهش علاوه‌بر اثر اعتبار سیاست پولی، اثر اعتبار سیاست مالی نیز با استناد به مطالعهٔ «دمندونچا» و «توستز» (۲۰۱۵) بررسی می‌شود.

۳. روش و متغیرهای تحقیق

در این تحقیق تلاش می‌شود با استفاده از داده‌های فصلی سری زمانی برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۸:۱- ۱۳۷۰:۱، اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن برای کشور ایران مورد بررسی قرار گیرد. از آنجا که مطابق ادبیات موجود متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره با یک‌دیگر مرتبط هستند؛ لذا مدل‌های گارچ چند متغیره شامل مدل‌های VECH و BEKK سه متغیره جهت

---

1. Ghosh
2. Lin & Wu

سنجش نااطمینانی مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ سپس با به‌کارگیری مدل VAR روابط پویای بین متغیرها مورد سنجش قرار می‌گیرد. مدل‌های گارچ چند متغیره شامل مدل‌های VECH، BEKK، CCC و DCC هستند. مدل گارچ چند متغیره برای تحلیل هم‌حرکتی نوسانات و اثرات اهرمی بین بازارهای مختلف و تشخیص شواهدی مبنی‌بر وجود انتقال نوسانات درمیان بازارهای مختلف به‌کار گرفته می‌شود (باونز و همکاران[1]، ۲۰۰۶). در این مدل‌ها، نوسانات و نااطمینانی متغیرها به‌صورت واریانس شرطی به‌دست خواهد آمد.

متغیرها و معادلات تحقیق براساس مطالعهٔ «مونتس» و «فراریا» (۲۰۱۸) که از مطالعهٔ «منکیو»[2] (۲۰۰۴) اقتباس شده و مقالهٔ «دمندونچا» و «توستز» (۲۰۱۵) به‌صورت زیر است:

$$U_R_t = F(R_t, Vol_R_t, U_EXCH_t, CREDF_t \times UEXCH_t, CREDM_t \times UEXCH_t) \quad (۱)$$

$$U_INF_t = F(INF_t, Vol_INF_t, U_EXCH_t, CREDF_t \times UEXCH_t, CREDM_t \times UEXCH_t) \quad (۲)$$

در روابط بالا، U_R_t نااطمینانی نرخ بهره در دورهٔ t، R_t نرخ بهره، U_EXCH_t نااطمینانی نرخ ارز، U_INF_t نااطمینانی نرخ تورم، Vol_R_t نوسانات نرخ بهره، Vol_INF_t نوسانات نرخ تورم، $CREDM_t \times UEXCH_t$ اثر اعتبار سیاست پولی بر نااطمینانی نرخ ارز و $CREDF_t \times UEXCH_t$ اثر اعتبار سیاست مالی بر نااطمینانی نرخ ارز است. از آنجا که در این پژوهش نااطمینانی به‌روش BEKK و VECH و به‌صورت واریانس شرطی محاسبه می‌شود؛ لذا نوسانات متغیرهای نرخ تورم و نرخ بهره در مدل لحاظ نمی‌شود.

- نااطمینانی نرخ ارز

«شارپ»[3] (۱۹۹۵) نااطمینانی ارزی[4] را شرایطی تعریف می‌کند که در آن تصمیم‌گیرندگان و عاملان اقتصادی، نسبت به میزان تغییرات نرخ ارز که در آینده، با آن روبه‌رو خواهند شد، نامطمئن باشند.

- نااطمینانی نرخ تورم

نااطمینانی تورم[5] شرایطی است که در آن تصمیم‌گیران و عاملین اقتصادی نسبت به‌میزان نرخ تورم در آینده نامطمئن باشند (قنبری، ۱۳۹۷). «فریدمن»[6] (۱۹۷۷) و «بال»[7] (۱۹۹۲) معتقدند افزایش تورم سبب نااطمینانی بیشتر نسبت به تورم می‌شود. فریدمن (۱۹۷۷) معتقد است افزایش در تورم ممکن است سیاست‌گذاران را ترغیب نماید تا سیاست پولی انقباضی به‌کار برند که این خود نااطمینانی بیشتر و تورم بالاتری را در آینده ایجاد می‌کند؛ چون‌که استفاده از سیاست‌های صلاح‌دیدی باعث گسترش وقفه بین تورم پیش‌بینی‌شده و تورم واقعی در آینده

---

1. Bauwen, Laurent & Rombouts
2. Mankiw
3. Sharpe

۴. در این مطالعه برای محاسبه نرخ ارز از نرخ ارز بازار آزاد استفاده می‌شود.

۵. در این پژوهش برای محاسبه نااطمینانی تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ استفاده می‌شود.

6. Friedman
7. Ball

می‌شود (کاراناراتنه و بیهار[1]، ۲۰۱۱). «بال» (۱۹۹۲) معتقد است در شرایطی که اقتصاد با تورم بالا روبه‌رو است؛ جامعه درمورد سیاست پولی آینده نامطمئن خواهد بود، زیرا آن‌ها نمی‌دانند سیاست‌گذاران ضد تورم هستند یا خیر. چون برای نرخ تورم بالا، تنها سیاست‌گذار ضد تورم، رکود اقتصادی را به‌عنوان هزینهٔ کاهش تورم قبول خواهد کرد؛ این دیدگاه به فرضیهٔ فریدمن–بال منتسب است (السید[2]، ۲۰۲۰).

«پورگرامی» و «ماسکوس»[3] (۱۹۸۷) دیدگاه متفاوتی دارند. آن‌ها معتقدند با افزایش تورم به سبب کاهش ارزش ثروت و درآمد واقعی افراد، هزینهٔ اطلاعات غلط و نادرست افزایش می‌یابد. لذا عاملان اقتصادی در کشورهای با تورم بالا، منابع بیشتری را برای ایجاد پیش‌بینی‌های دقیق و درست تورم، اختصاص دهند؛ بنابراین خطای پیش‌بینی که معیاری از نااطمینانی است کاهش می‌یابد؛ در نتیجه تورم اثر منفی بر نااطمینانی تورم دارد.

– نااطمینانی نرخ بهره

در این پژوهش از نرخ بازدهی اجارهٔ مسکن به‌عنوان جایگزین نرخ بهره استفاده می‌شود؛ چرا که به اذعان بسیاری از محققان همچون: «شجاع» (۱۳۹۰) و «تجلی» (۱۳۸۹) نرخ بهره در ایران دستوری است و متأثر از شرایط واقعی اقتصاد نیست؛ بنابراین استفاده از نرخ بهره بازاری ممکن است به کسب نتایج غیرقابل اعتماد منجر شود. نتایج «کمیجانی» و «بهرامی‌راد» (۱۳۸۷) و «شجاع» (۱۳۹۰) نشان می‌دهد نرخ بازدهی اجارهٔ مسکن به‌دلیل رقابتی بودن بازار مسکن شاخص مناسب‌تری برای نرخ بهره اسمی نسبت به مجموع نرخ سود موزون سپرده‌های بانکی، میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی و میانگین وزنی نرخ سود تسهیلات بانکی است. کمیجانی و بهرامی‌راد (۱۳۸۷) با تکیه‌بر نظریهٔ نرخ بهرهٔ «فیشر» بیان می‌کنند به‌دلیل ضعف بازارهای مالی در اقتصاد ایران و محدودیت گزینه‌های دیگر برای تبدیل دارایی‌ها، با شکل‌گیری انتظارات تورمی دارایی‌های حقیقی نظیرِ مسکن به‌عنوان جانشین نقدینگی از اهمیت فراوانی برخوردار می‌شود. نرخ بازدهی مسکن به‌عنوان نرخ بازدهی دارایی‌های فیزیکی، جایگزین مناسبی برای متغیر نرخ بهره است (شجاع، ۱۳۹۰)[4]. داده‌ها براساس اجاره‌بها مناطق شهری مرکز آمار ایران استخراج و صورت نرخ رشد اجاره‌بها محاسبه شده است.

– اعتبار سیاست پولی

در این پژوهش برای محاسبهٔ اعتبار سیاست پولی[5] از شاخصی که توسط «دمندونچا» (۲۰۰۷) و «دمندونچا» و «دگیمارس»[6] (۲۰۰۹) معرفی شده است، استفاده می‌شود. شاخص اعتبار سیاست پولی از مفاهیم تورم انتظاری و تورم هدف استفاده خواهد کرد. زمانی‌که تورم انتظاری برابر با تورم هدف باشد این شاخص برابر با یک است. اگر

---

1. Karunaratne & Bhar
2. Elsayed
3. Pourgerami and Maskus hypothesis
4. پژوهشگرانی متعددی همچون کازرونی و همکاران (۱۳۹۵) و خدیوی (۱۳۹۱) از نرخ بازدهی اجاره‌بها مسکن به عنوان یکی از شاخص‌های جایگزین نرخ بهره در سناریوهای مورد بررسی خود استفاده کرده‌اند.
5. اعتبار سیاست پولی را می‌توان به عنوان نزدیکی افق انتظارات تورم بخش خصوصی به هدف تورم برای زمان‌های مختلف تعریف کرد. هرقدر انتظارات به اهداف تورمی نزدیک‌تر باشد، سیاست پولی معتبرتر است (اسونسون، ۲۰۰۹).
6. deMendonça and de Guimarães

ارزش تورم انتظاری بین ماکزیمم و مینیمم تورم هدف در هرسال قرارگیرد شاخص اعتبار سیاست پولی مقادیر بین صفر و یک را شامل می‌شود.

$$CRED_M_t = \begin{Bmatrix} 1 & if & E[\pi_t] = \pi_t^T \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^T}[E[\pi_t] - \pi_t^T] & if & \pi_{tMin}^* < E[\pi_t] < \pi_{tMax}^* \\ 0 & if & \pi_{tMin}^* \geq E[\pi_t] \; or \; E[\pi_t] \geq \pi_{tMax}^* \end{Bmatrix} \quad (۳)$$

در رابطهٔ (۳): π_t^T معرف تورم هدف در زمان t ، $E[\pi_t]$ تورم انتظاری، π_{tMax}^* و π_{tMin}^* ماکزیمم و مینیمم دامنهٔ نوسان تورم هدف و $CRED_M_t$ اعتبار سیاست پولی است. از آنجاکه در اقتصاد ایران با وجود نرخ تورم هدف در برنامه‌های توسعه عملاً تعهد و التزام به این اهداف وجود نداشته است؛ بنابراین نمی‌توان این نرخ تورم هدف را به‌عنوان تورم هدفی لحاظ نمود که بانک مرکزی به‌دنبال رسیدن به آن است. با این‌حال، آن‌چه که از رفتار بانک مرکزی برمی‌آید این است که مقامات بانک مرکزی ایران همیشه یک نرخ هدف ضمنی دارند که انحراف تورم واقعی از این تورم ضمنی مورد هدف باعث می‌شود رفتار بانک مرکزی به‌صورت افزایش یا کاهش نرخ رشد پول شکل بگیرد (کمیجانی، ۱۳۹۳).

به‌دلیل آن‌که نرخ تورم در دورهٔ بررسی همواره دو رقمی بوده است و نرخ تورم هدف ذکر شده در برنامه‌های توسعه در این دوره حدود ۱۰٪ بوده است[۱]. هم‌چنین پژوهشگرانی هم‌چون «شاهمرادی» و «صارم» (۱۳۹۲) و «نقدی» و «عفتی‌باران» (۱۳۹۸) در مطالعات خود از نرخ تورم هدف ۱۰٪ استفاده کرده‌اند؛ لذا در این پژوهش نرخ تورم هدف ۱۰٪ درنظر گرفته می‌شود. درخصوص دامنهٔ نوسان تورم هدف با توجه به مطالعهٔ «روگر»[۲] (۲۰۱۰)، «هاموند»[۳] (۲۰۱۱) و «موسوی» و «صفرزاده» (۱۳۸۷) نیز دامنهٔ نوسان تورم هدف را ۳٪ و برای محاسبهٔ تورم انتظاری هم‌چون مطالعات «سهیلی» و همکاران (۱۳۹۱) از شاخص تورم با وقفه استفاده می‌شود.

- اعتبار سیاست مالی

به‌منظور محاسبهٔ اعتبار سیاست مالی نیز از شاخص دمندونچا و ماچادو (۲۰۱۳) استفاده خواهد شد. شاخص اعتبار سیاست مالی براساس نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی است و مقادیر بین صفر و یک دارد.

$$CRED_F_t = \begin{Bmatrix} 1 & if & dept < 40\% \\ 1 - \frac{1}{dept^{max} - dept^{min}}[dept - dept^{min}] & if & 40\% \leq dept \leq 60\% \\ 0 & if & dept > 60\% \end{Bmatrix} \quad (۴)$$

در رابطهٔ (۴): $CRED_F_t$ بیانگر اعتبار سیاست مالی و $dept$ معرف بدهی عمومی دولت است. مقادیر ۴۰ و ۶۰٪ براساس مطالعهٔ دمندونچا و ماچادو (۲۰۱۳) است که برای اقتصادهای نوظهور پیشنهاد شده است. دمندونچا و

---

۱. میانگین نرخ تورم هدف در برنامهٔ اول توسعه ۱۴/۴٪، برنامهٔ دوم ۱۲/۴٪، برنامهٔ سوم ۱۵/۹٪، برنامهٔ چهارم ۹/۹٪، برنامهٔ پنجم ۹/۹٪ و در برنامهٔ ششم توسعه ۸/۸٪ است.

2. Roger
3. Hammond

ماچادو (۲۰۱۳) معتقدند این معیار منطبق با محاسبات صندوق بین‌المللی پول[1] (۲۰۰۲) است که حد پایین نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (۴۰٪) یک هدف بلندمدت است و بهتر است توسط اقتصادهای نوظهور نقض نشود و حد بالا (۶۰٪) براساس پیمان اتحادیهٔ اروپا یا معاهدهٔ ماستریخت[2] است که متناسب با شرایط کشورهای توسعه‌یافته است[3]. داده‌های بدهی عمومی از سایت صندوق بین‌المللی پول استخراج شده است. از آنجا که این داده‌ها به‌صورت سالانه هستند و داده فصلی بدهی عمومی برای کشور ایران در دسترس نیستند و جایگزین مناسبی برای آن یافت نشد؛ لذا داده‌های سالانه بدهی عمومی با استفاده از روش «دیز»[4] (۱۹۷۰) به داده‌های فصلی تبدیل شدند.

٤. تخمین مدل

٤-١. آزمون ریشهٔ واحد هگی

برای تخمین نااطمینانی باید متغیرها پایا (ملنا) باشند. با توجه به این‌که داده‌های پژوهش از نوع سری زمانی فصلی است؛ لذا برای بررسی پایایی، آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی[5] به‌کارگرفته می‌شود. در اینجا از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده می‌شود. آزمون هگی، آزمون ریشه‌های واحد در تناوب‌های فصلی است. در این آزمون سه فرضیه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$H_0: \pi_1 = 0$$
$$H_0: \pi_2 = 0$$
$$H_0: \pi_3 = 0, H_0: \pi_4 = 0 \qquad (۵)$$

آزمون هگی از آمارهٔ t برای فرضیهٔ اول و دوم و از آمارهٔ F برای فرضیهٔ سوم استفاده می‌کند؛ فرضیهٔ اول به‌معنای وجود ریشهٔ واحد در تناوب صفر یا وجود ریشهٔ واحد غیرفصلی در سری‌ها است. پذیرش فرضیهٔ دوم نشان می‌دهد که ریشهٔ واحد فصلی در تناوب‌های شش‌ماهه وجود دارد. فرضیهٔ سوم نشان‌گر وجود یک ریشهٔ واحد فصلی در تناوب‌های سالانه است. هر سری می‌تواند در آن واحد دارای ریشهٔ واحد غیرفصلی، شش‌ماهه و فصلی باشد (تاسون[6]، ۲۰۰۸). نتایج آزمون هگی در جدول (۱) ارائه شده است. مقادیر بحرانی آزمون هگی در سطح خطای ۵٪ براساس گزارش «هیلبرگ»[7] و همکاران (۱۹۹۰) برای آمارهٔ t_{π_1}، t_{π_2} و $F_{\pi_1 \cap \pi_2}$ به‌ترتیب برابر با ۲/۸۸-، ۱/۹۵- و ۳/۰۸ است.

---

1. International Monetary Fund
2. Maastricht Treaty
3. حد ۴۰ و ۶۰٪ مورد استناد در شاخص اعتبار سیاست مالی، در گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی در سال ۱۳۹۵ در خصوص بررسی پایداری بدهی عمومی نیز مورد تاکید قرار گرفته است.
4. Diz
5. Hegy (Hylleberg, Engle, Granger and Yoo)
6. Tasseven
7. Hyllberg

اگر آمارهٔ به‌دست آمده از مقادیر بحرانی کمتر باشد، فرض صفر رد می‌شود. براساس نتایج به‌دست آمده، لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم نرخ تورم و لگاریتم اعتبار سیاست مالی دارای ریشهٔ واحد غیرفصلی بوده و بعد از یک مرتبهٔ تفاضل‌گیری مانا شدند. لگاریتم نرخ بهره[۱] و لگاریتم اعتبار سیاست پولی در سطح مانا شناخته شدند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد هگی
Tab. 1: The results of the Hegy unit root test

متغیر	نماد اختصاری	سطح			یک مرتبه تفاضل‌گیری			سطح مانایی
		t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{\pi_1\cap\pi_2}$	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{\pi_1\cap\pi_2}$	
لگاریتم نرخ ارز	lexch	-۱/۶۰۴	-۶/۱۹۲	۴۵/۰۹۳	-۳/۸۲۴	-۴/۸۹۷	۱۶/۹۱۷	I(1)
لگاریتم نرخ تورم	linfl	-۲/۶۰۴	-۶/۷۶۸	۴۱/۹۴۶	-۴/۶۶۴	-۶/۷۵۵	۵۳/۸۲۹	I(1)
لگاریتم نرخ بهره	lrate	-۲/۹۷۳	-۷/۰۹۰	۵۱/۹۶۷				I(0)
لگاریتم اعتبار سیاست پولی	lcreditM	-۴/۴۵۳	-۵/۳۱۹	۳۰/۴۱۱				I(0)
لگاریتم اعتبار سیاست مالی	lcreditF	-۱/۶۱۴	-۶/۲۰۴	۴۵/۱۶۵	-۳/۸۵۱	-۴/۹۴۶	۱۷/۱۵۹	I(1)

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

٤-۲. تخمین الگوی ARIMA

برای برآورد نااطمینانی ابتدا باید بهترین الگوی ARIMA(p,d,q) انتخاب شود. بدین‌منظور از نمودار هم‌بستگی‌نگار متغیر مانا استفاده شده و از روی نمودارهای AFC و PACF نوع و مرتبهٔ مدل تعیین می‌شود. نمودارهای هم‌بستگی‌نگار متغیرها بر وجود مرتبهٔ AR(1) و MA(1) را برای تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ ارز و AR(9) و AR(24) و MA(1) برای تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ تورم و AR(11) و MA(3) برای لگاریتم نرخ بهره دلالت دارد. پس از تعیین مرتبهٔ ARIMA، بر طبق روش «باکس-جنکینز»[۲] (۱۹۷۰) بهترین مدل شناسایی می‌شود. مطابق روش باکس- جنکینز (۱۹۷۰) ضرایبی که از نظر آماری کمتر معنادار هستند حذف می‌شوند و مدل مجدداً تخمین زده می‌شود تا جایی‌که تمامی ضرایب معنادار شوند؛ برهمین‌اساس برای تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ ارز مدل AR(1) و تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ تورم مدل AR(8) و AR(24) و برای لگاریتم نرخ بهرهٔ مدل AR(1) و AR(3) مناسب است[۳].

٤-۳. آزمون اثر ARCH

باید توجه کرد که تنها زمانی می‌توان با استفاده از روش‌های GARCH نااطمینانی را تخمین‌زد که وجود ناهم‌سانی شرطی توسط آزمون اثر ARCH، مورد تأیید قرار گیرد؛ بنابراین در این بخش، آزمون ناهم‌سانی شرطی جملات

---

۱. همان‌طورکه اشاره شد در اینجا از نرخ بازدهی اجاره مسکن به‌عنوان جایگزین نرخ بهره استفاده شده است.

2. Box & Jenkins

۳. برای اختصار از آوردن نمودارهای هم‌بسته‌نگار و نتایج باکس جنکینز خودداری شده است.

اخلال با استفاده از آزمون LM-ARCH مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرض صفر در این آزمون عدم وجود خودهم‌بستگی بین اجزای اخلال سری موردنظر است. مطابق نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲)، احتمال اثر ARCH در تمام مدل‌های مورد بررسی کمتر از ۵٪ است؛ بنابراین وجود ناهم‌سانی واریانس برای مدل‌ها تأیید می‌شود؛ درنتیجه برای محاسبهٔ نااطمینانی متغیرها می‌توان از مدل‌های ناهم‌سانی واریانس شرطی استفاده نمود.

جدول ۲. نتایج آزمون اثر ARCH
Tab. 2: The results of the ARCH effect test

متغیر	آماره F	احتمال
تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ ارز	۱۷/۲۲۱	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ تورم	۳۸/۶۰۴	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ بهره	۱۶/۷۷۰	۰/۰۰۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

٤-٤. تخمین نتایج مدل BEKK و VECH

نتایج حاصل از روش BEKK و VECH به دو صورت معادلهٔ میانگین و واریانس به‌دست می‌آید. برای جلوگیری از کاهش شدید درجهٔ آزادی، از فرم های قطری این دو مدل استفاده می شود. نتایج معادلهٔ میانگین روش BEKK و VECH به‌صورت زیر است:

جدول ۳. نتایج معادلهٔ میانگین روش BEKK و VECH
Tab. 3: The results of the average equation of BEKK and VECH methods

مدل / متغیر	روش BEKK		روش VECH	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
C(1)	-۰/۰۰۲	۰/۷۸۹	-۰/۰۰۱	۰/۹۷۲
C(2)	۰/۷۳۳	۰/۰۰۰	۰/۷۴۸	۰/۰۱۲۶
C(3)	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۲
C(4)	۰/۱۳۰	۰/۰۹۱۳	۰/۲۳۷	۰/۰۱۲۰
C(5)	-۱/۴۴۲	۰/۰۰۰	-۱/۵۰۹	۰/۰۰۱۸
C(6)	۰/۵۱۴	۰/۰۰۰	۰/۴۷۹	۰/۰۰۲۰
Schwarz criterion	-۷/۵۶۸		-۵/۸۷۹	
Hannan-Quinn criterion	-۷/۸۲۹		-۶/۱۸۳	
Akaike info criterion	-۸/۰۰۷		-۶/۳۹۱	

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

برای تشخیص این‌که کدام مدل جهت برآورد نااطمینانی مناسب‌تر است؛ مقادیر آمارهٔ شوارتز، آکاییک و حنان-کوئین با هم‌دیگر مقایسه می‌شود. مدلی که مقادیر آمارهٔ آن کمتر باشد مناسب‌تر است. در روش BEKK مقادیر

هر سه آمارهٔ شوارتز، آکاییک و حنان–کوئین کمتر از روش VECH است؛ بنابراین روش BEKK جهت برآورد نااطمینانی مناسب‌تر از روش VECH است.

معادلات میانگین تخمین‌زده شده در روش BEKK با جای‌گذاری نتایج جدول (۳) به‌صورت زیر است:

$$DLINFL= -۰/۰۰۲۲ + ۰/۷۳۳ *DLINFL(-1) \quad (۶)$$

$$DLEXCH= ۰/۰۰۵+ ۰/۱۳*DLEXCH(-1)$$

$$LRATE= -۱/۴۴۲+۰/۵۱۴*LRATE(-1)$$

متغیر نرخ تورم و نرخ بهرهٔ دورهٔ قبل در سطح خطای ۵٪ معنادار و بر نرخ‌های جاری خود مؤثر است. افزایش ۱٪ در نرخ رشد تفاضل مرتبهٔ اول تورم دورهٔ قبل سبب افزایش ۰/۷۳٪ در نرخ رشد تفاضل مرتبهٔ اول تورم دورهٔ جاری می‌شود. متغیر نرخ ارز دورهٔ قبل در سطح خطای ۱۰٪ معنادار شناخته شد٪ بنابراین نرخ ارز رابطهٔ مستقیم با نرخ ارز دورهٔ قبل دارد و افزایش ۱٪ تفاضل مرتبهٔ اول نرخ ارز دورهٔ قبل سبب افزایش ۰/۱۳٪ این نرخ در دورهٔ جاری می‌شود؛ هم‌چنین افزایش ۱٪ نرخ بهرهٔ دورهٔ قبل، افزایش ۰/۵۱٪ نرخ بهرهٔ دورهٔ جاری را موجب می‌شود.

نتایج بخش واریانس روش BEKK به شرح زیر است:

جدول ٤. نتایج واریانس روش BEKK

Tab. 4: Variance results of the BEKK method

متغیر	ضرایب	احتمال
M(1,1)	۰/۰۰۰۷	۰/۳۶۷
M(1,2)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۶۸
M(1,3)	-۰/۰۰۰۸	۰/۱۵۷
M(2,2)	۰/۰۰۰۲	۰/۵۳۶
M(2,3)	۰/۰۰۰۷	۰/۳۲۱
M(3,3)	۰/۰۰۲	۰/۰۰۸
A1(1,1)	۰/۰۴۷	۰/۰۵۰
A1(2,2)	۱/۳۵۵	۰/۰۰۰
A1(3,3)	۰/۹۸۷	۰/۰۰۰
B1(1,1)	۰/۹۲۱	۰/۰۰۰
B1(2,2)	۰/۶۱۴	۰/۰۰۰
B1(3,3)	۰/۱۷۰	۰/۰۴۴

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

در معادلهٔ واریانس، M(1,1) عرض از مبدأ برآورد متغیر و B1(1,1) تأثیرپذیری واریانس متغیر از مقادیر گذشته خود را نشان می‌دهد. A1(1,1) نیز معرف تأثیرپذیری واریانس متغیر از مجذور تکانه‌های گذشته متغیر است.

معادلات واریانس و کوواریانس تخمین‌زده شده با جای‌گذاری نتایج جدول (۳) به‌صورت زیر است:

$$GARCH1= ۰/۰۰۰۷+۰/۰۰۲ *RESID1(1)^2 +۰/۸۴۹*GARCH1(-1) \quad (۷)$$

$$GARCH2=۰/۰۰۲+۱/۸۳۶*RESID2(-1)^2 +۰/۳۷۷*GARCH2(-1)$$

$$GARCH3=۰/۰۰۱+۰/۹۷۵*RESID3(1)^2+۰/۰۲۸*GARCH3(-1)$$

$$COV1_2 = ۰/۰۰۰۲ + ۰/۰۶۳*RESID1(-1)*RESID2(-1)+ ۰/۵۶۶*COV1_2(-1) \quad (۸)$$

$$COV1_3 = -۰/۰۰۰۸ + ۰/۰۴۶۵*RESID1(-1)*RESID3(-1) +۰/۱۵۶*COV1_3(-1)$$

$$COV2_3=۰/۰۰۰۷+۱/۳۳۸*RESID2(-1)*RESID3(-1)+۰/۱۰۴۶ *COV2_3(-1)$$

براساس نتایج به‌دست آمده، B1(1,1)، B1(2,2) و B1(3,3) در سطح خطای ۵٪ معنادار و مثبت هستند؛ بنابراین واریانس نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره با مقادیر گذشتهٔ خود رابطهٔ مستقیم دارند. درواقع، افزایش نااطمینانی نرخ تورم در دورهٔ جاری سبب افزایش نااطمینانی نرخ تورم در دورهٔ بعد می‌شود. هم‌چنین افزایش نااطمینانی نرخ ارز و نرخ بهره، افزایش نااطمینانی این متغیرها را در دورهٔ بعد منجر می‌شوند؛ هم‌چنین A1(1,1) نیز که بیانگر تأثیرپذیری واریانس نرخ تورم از مجذور تکانه‌های گذشته نرخ تورم است؛ در سطح خطای ۵٪ مثبت و معنادار است. A1(2,2) و A1(3,3) نیز که در سطح خطای ۵٪ مثبت و معنادار است؛ به‌ترتیب به‌معنای تأثیرپذیری واریانس نرخ ارز و نرخ بهره از مجذور تکانه‌های گذشته خود است. از سوی دیگر، علامت ضریب COV1_2 مثبت است؛ در نتیجه نااطمینانی نرخ ارز و نرخ تورم بر هم‌دیگر مؤثرند و هم‌دیگر را تقویت می‌کنند؛ هم‌چنین ضریب COV1_3 مثبت است؛ لذا نااطمینانی نرخ ارز و نرخ بهره هم‌دیگر را تشدید می‌کنند.

٤-٥. آزمون پورتمانتیو

جدول (۵) نتایج آزمون پورتمانتیو[1] برای بررسی هم‌بستگی اجزا اخلال مدل نشان می‌دهد. براساس نتایج به‌دست آمده، فرض صفر مبنی‌بر عدم‌هم‌بستگی بین اجزا اخلال رد نمی‌شود؛ به‌عبارت دیگر، بین اجزا اخلال مدل هم‌بستگی وجود ندارد؛ بنابراین نتایج مورد تأیید است.

جدول ۵. نتایج آزمون پورتمانتیو
Tab. 5: Portmanteau test results

وقفه	درجهٔ آزادی	آمارهٔ Q	احتمال
۱	۹	۱۰/۸۳۷	۰/۲۸۷
۲	۱۸	۱۲/۳۵۶	۰/۸۲۸
۳	۲۷	۱۳/۸۵۷	۰/۹۸۲
۴	۳۶	۱۷/۹۶۰	۰/۹۹۴
۵	۴۵	۱۹/۶۸۹	۰/۹۹۹
۶	۵۴	۲۱/۲۸۹	۱/۰۰۰
۷	۶۳	۲۵/۹۰۳	۰/۹۹۹
۸	۷۲	۳۷/۶۵۸	۱/۰۰۰

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

[1]. Portmanteau test

٤-٦. تخمین مدل VAR

با توجه به این‌که برخی از متغیرها در سطح نامانا هستند؛ لذا تخمین متغیرها در سطح باعث رگرسیون کاذب می‌شود و باید رابطهٔ متغیرها را در کوتاه‌مدت تخمین زد. اما با تفاضل‌گیری اطلاعات ارزشمندی از دست می‌رود. در اینجا می‌بایست از هم‌انباشتگی استفاده کرد تا بتوان رگرسیون را بدون هراس از کاذب‌بودن براساس سطح متغیرها برآورد کرد؛ به‌طو کلی اگر متغیرها انباشته از مرتبهٔ یکسانی باشند، رگرسیون برروی سطح متغیرها معنی‌دار می‌باشد؛ یعنی رگرسیون دیگر ساختگی نیست و هیچ‌گونه اطلاعات بلندمدتی از دست نمی‌رود؛ بنابراین برای بررسی وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرها باید وجود هم‌گرایی را بین متغیرها آزمون کرد. بدین‌منظور از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس استفاده می‌شود.

٤-٧. آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون - جوسیلیوس

روش «یوهانسون-جوسیلیوس»[1] (۱۹۹۰) حداکثر درست‌نمایی برای تعیین وجود بردارهای هم‌گرایی در سری زمانی ناایستا به‌کار می‌برد. تحلیل‌های هم‌نباشتگی مستلزم تعیین طول وقفهٔ بهینه است. بدین‌منظور ابتدا باید تعداد وقفهٔ بهینهٔ متغیرها را مشخص کرد. نتایج براساس معیار آکائیک (AIC)، شوارتز[2](SC) و حنان-کوئین[3](HQ) در جدول (۶) ارائه شده است. طول وقفه‌ای به‌عنوان طول وقفهٔ بهینه انتخاب می‌شود که کمترین مقدار را در هر معیار داشته باشد. طول وقفهٔ بهینه در هر معیار در جدول ۶ با علامت * مشخص شده است. مطابق جدول (۶)، معیار شوارتز بیانگر وقفهٔ بهینهٔ ۲، معیار حنان-کوئین بیانگر وقفهٔ بهینهٔ ۷ و معیار آکائیک بیانگر وقفهٔ بهینهٔ ۸ برای مدل هستند. معمولاً در نمونه‌های با حجم کمتر از ۱۰۰ از معیار شوارتز استفاده می‌شود تا درجهٔ آزادی زیادی از بین نرود. در این پژوهش نیز با توجه به معیار شوارتز، وقفهٔ بهینهٔ ۲ انتخاب می‌شود. از آنجا که داده‌ها از نوع فصلی سری‌زمانی هستند؛ لذا انتخاب این طول وقفه ازلحاظ تئوریکی نیز مناسب است.

جدول ٦. تعیین وقفهٔ بهینهٔ مدل
Tab. 6: Determining the optimal interval of the model

AIC	SC	HQ	Lag
-۱/۹۰۲	-۱/۷۲۵	-۱/۸۳۰	۰
-۱۷/۵۸۰	-۱۶/۱۵۶	-۱۷/۰۰۳	۱
-۲۴/۲۸۷	-۲۱/۶۱۷*	-۲۳/۲۰۵	۲
-۲۵/۰۷۶	-۲۱/۱۶۰	-۲۳/۴۹۰	۳

[1]. Johansen & Juselius
[2]. Schwartz
[3]. Hannan-Quinn

۴	−۲۳/۹۵۴	−۲۰/۸۸۳	−۲۶/۰۴۵
۵	−۲۴/۱۱۷	−۲۰/۳۰۵	−۲۶/۷۱۲
۶	−۲۴/۶۰۸	−۲۰/۰۵۵	−۲۷/۷۰۹
۷	−۲۴/۷۳۶*	−۱۹/۴۴۲	−۲۸/۳۴۲
۸	−۲۴/۴۶۷	−۱۸/۴۳۲	−۲۸/۵۷۷*

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۷، نتایج آزمون اثر؛ و جدول ۸، نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه را نشان می‌دهد. با توجه به این جداول، آمارهٔ آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه در بردارهای ۴ و ۳ بزرگ‌تر از سطح بحرانی ۵٪ است؛ بنابراین براساس هر دو آماره، فرضیهٔ H_0 مبنی‌بر عدم وجود رابطهٔ بلندمدت رد و فرضیهٔ H_1 مبنی‌بر وجود رابطهٔ بلندمدت رد نمی‌شود و وجود ۲ بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵٪ مورد تأکید قرار می‌گیرد.

جدول ۷. آزمون اثر
Tab. 7: Effect test

آزمون صفر	آزمون مقابل	مقدار ویژه	آمارهٔ آزمون اثر	سطح بحرانی ۵٪	احتمال
$\boldsymbol{r = 0}$	$r = 1$	۰/۸۵۴	۴۵۶/۸۳۴	۱۵۹/۵۲۹	۰/۰۰۰
$\boldsymbol{0 \le r \le 1}$	$r = 2$	۰/۶۹۹	۲۴۷/۰۰۵	۱۲۵/۶۱۵	۰/۰۰۰
$\boldsymbol{1 \le r \le 2}$	$r = 3$	۰/۳۲۱	۱۱۶/۱۰۱	۶۹/۷۵۳	۰/۰۰۱
$\boldsymbol{2 \le r \le 3}$	$r = 4$	۰/۲۵۰	۷۳/۸۰۲	۴۷/۸۱۸	۰/۰۲۳
$\boldsymbol{3 \le r \le 4}$	$r = 5$	۰/۱۶۹	۴۲/۳۹۷	۲۹/۵۸۶	۰/۱۴۷

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۸. آزمون حداکثر مقادیر ویژه
Tab. 8: Test of maximum eigenvalues

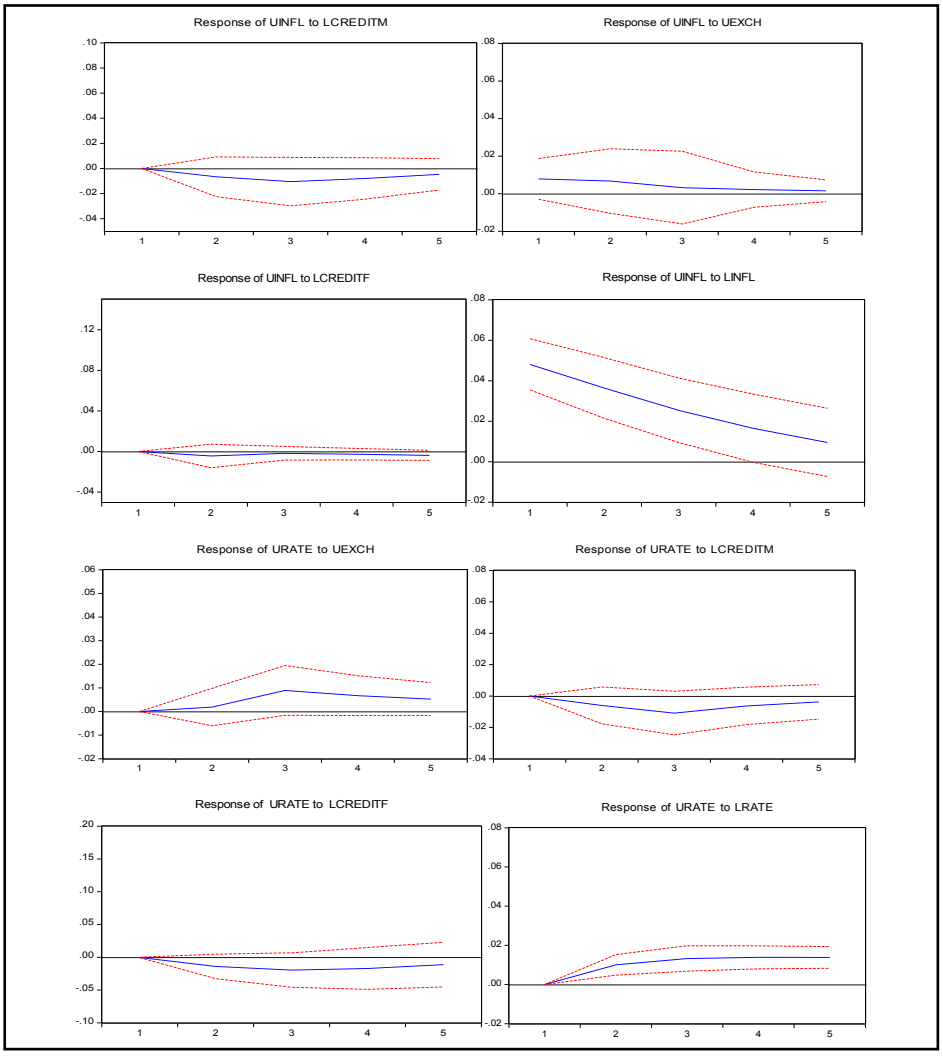
آزمون صفر	آزمون مقابل	مقدار ویژه	آمارهٔ حداکثر مقادیر ویژه	سطح بحرانی ۵٪	احتمال
$\boldsymbol{r = 0}$	$r = 1$	۰/۸۵۴	۲۰۹/۸۲۸	۵۲/۳۶۲	۰/۰۰۰
$\boldsymbol{0 \le r \le 1}$	$r = 2$	۰/۶۹۹	۱۳۰/۰۸۸	۴۶/۲۳۱	۰/۰۰۰
$\boldsymbol{1 \le r \le 2}$	$r = 3$	۰/۳۲۱	۳۱/۶۸۳	۴۰/۰۷۷	۰/۰۲۷
$\boldsymbol{2 \le r \le 3}$	$r = 4$	۰/۲۵۰	۲۰/۰۸۸	۳۳/۸۷۶	۰/۰۹۵
$\boldsymbol{3 \le r \le 4}$	$r = 5$	۰/۱۶۹	۱۲/۶۸۳	۲۷/۵۸۴	۰/۳۲۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بنابراین می‌توان کلیهٔ متغیرها را در سطح وارد مدل کرد و رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها را تخمین‌زد.

٤-٨. توابع عکس‌العمل آنی

بررسی توابع عکس‌العمل آنی، درواقع همان مطالعهٔ زمان‌بندی اثر تکانه‌ها می‌باشد. تابع واکنش آنی، اثر عکس‌العمل یک متغیر درون‌زا را نسبت به تغییر یکی از جملات اخلال در طول زمان نشان می‌دهد؛ و به‌عبارت دیگر، این تابع امکان بررسی روند زمانی شوک‌های وارد شده بر متغیرهای موجود در یک سیستم var را فراهم می‌سازد (نوفرستی، ۱۳۹۲). در زیر، uexch معرف نااطمینانی نرخ ارز، uinfl نااطمینانی نرخ تورم و urate نااطمینانی نرخ بهره است[۱].



نمودار ۱. عکس‌العمل آنی متغیرها به اندازهٔ یک انحراف معیار (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Diag. 1: impulse response of variables as much as one standard deviation (source: research findings).

۱. به‌دلیل کثرت نمودارهای عکس‌العمل آنی، صرفاً نمودارهایی که در راستای روابط تحقیق هستند اشاره شده است.

زمانی‌که یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازهٔ یک انحراف معیار از سمت نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم ایجاد می‌شود، اثر آن تا حدود ۵ دوره بر نااطمینانی نرخ تورم مثبت، اما کاهشی است و در دوره‌های بعدی اثر شوک از بین خواهد رفت. این موضوع نشان‌دهندهٔ آن است که عاملان اقتصادی بی‌ثباتی نرخ ارز را در کوتاه‌مدت نیز دائمی تلقی کرده و آن را به تصمیمات اقتصادی خود منتقل می‌کنند. حساسیت نااطمینانی نرخ تورم نسبت به نااطمینانی نرخ ارز در بلندمدت کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مونتس و فراریا (۲۰۱۸) و حیدری و همکاران (۱۳۹۰) سازگاراست. بی‌ثباتی نرخ ارز و وجود نااطمینانی نسبت به آن موجب بالا رفتن قیمت کالاهای قابل مبادله و افزایش خطر پوشش تغییرات پیش‌بینی نشده نرخ واقعی ارز می‌شود؛ به‌عبارتی با کاهش ارزش پول کشور، قیمت واردات و در نتیجه هزینهٔ نهاده‌های وارداتی افزایش‌یافته و تولید و قیمت‌های داخلی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرند؛ بنابراین افزایش قیمت واردات به واسطهٔ کاهش ارزش پول داخلی، یکی از دلایل افزایش تورم داخلی و نااطمینانی نسبت به نرخ تورم آتی می‌باشد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۰).

شوک ناگهانی اعتبار سیاست مالی به اندازهٔ یک انحراف معیار سبب کاهش نااطیمنانی نرخ تورم تا حدود ۳ دوره شده و سپس اثر شوک از بین خواهد رفت. شوک ناگهانی اعتبار سیاست پولی سبب کاهش نااطیمنانی نرخ تورم تا حدود ۵ دوره شده و سپس اثر شوک از بین خواهد رفت. این نتیجه با نتایج مونتس و فراریا (۲۰۱۸) و الیورا و کوری (۲۰۱۶) سازگار است؛ هم‌چنین توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد لگاریتم نرخ تورم نیز اثر مثبت، اما کاهنده بر نااطمینانی نرخ تورم دارد. افزایش لگاریتم نرخ تورم باعث افزایش نااطمینانی نسبت به نرخ تورم در همان دورهٔ اول شده است، اما در دوره‌های بعدی این اثر کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج: فریدمن (۱۹۷۷)، بال (۱۹۹۲)، کاراناراتنه و بیهار (۲۰۱۱)، مونتس و فراریا (۲۰۱۸) و السید (۲۰۲۰) سازگار و به‌معنای تأیید فرضیهٔ فریدمن–بال و رد فرضیهٔ پورگرامی– ماسکوس است.

با افزایش نااطمینانی نرخ ارز، نااطمینانی نرخ بهره افزایش می‌یابد. شوک مثبت نااطمینانی نرخ ارز تا دورهٔ ۲ام اثر مثبت و ناچیزی بر نااطمینانی نرخ بهره دارد، اما از دورهٔ ۲ام به‌بعد این اثر افزایش می‌یابد و در صورت ادامهٔ دوره‌ها، اثر شوک از بین می‌رود. این نتیجه توسط عزتی و خداویسی (۱۴۰۰) تأکید شده است؛ عزتی و خداویسی (۱۴۰۰) معتقدند یکی از مهم‌ترین عامل‌های سوداگری در اقتصاد ایران، نوسانات نرخ ارز است؛ زیرا دقیقاً دوره‌هایی که نرخ ارز نوسان شدید داشته، بخش سوداگری اقتصاد ایران نیز به‌شدت فعال بوده است؛ بدان علت که با افزایش نرخ ارز و افزایش نوسانات نرخ ارز، تورم در اقتصاد افزایش می‌یابد و در نتیجه نوسان این دو عامل، قیمت سایر دارایی‌ها نیز نوسان‌یافته و افزایش می‌یابد و نهایتاً بخش سوداگری اقتصاد ایران جهت نیل به بازدهی بالاتر، فعال می‌شود. نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد افزایش لگاریتم نرخ بهره با یک دورهٔ وقفه سبب افزایش نااطمینانی نرخ بهره می‌شود. شوک مثبت و ناگهانی اعتبار سیاست پولی و مالی به اندازهٔ یک انحراف معیار اثر منفی و میرا بر نااطمینانی نرخ بهره دارد. این نتیجه با نتایج: مونتس و فراریا (۲۰۱۸) و الیورا و کوری (۲۰۱۶) سازگار است. بهبود اعتبار سیاست مالی نشان‌دهندهٔ افزایش اعتقاد عمومی است که دولت می‌تواند سطح بدهی‌های عمومی را در آینده حفظ نماید. همین موضوع سبب کاهش انتظارات تورمی می‌شود؛ به این‌ترتیب، دارندگان اوراق قرضه، تقاضای حق بیمه ریسک کمتری کرده و تورم و نرخ بهره کاهش خواهد یافت (مونتس و آکار، ۲۰۱۸).

۵. نتیجه‌گیری

نوسانات گستردهٔ نرخ ارز که از ویژگی‌های کشورهای درحال توسعه است سبب ایجاد فضای نااطمینانی برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی می‌شود (مبینی‌دهکردی، ۱۳۹۲). کاهش قدرت رقابت‌پذیری کشور، کاهش کارآمدی بازارهای مالی، افزایش قیمت نسبی کالاهای صادراتی به کالاهای وارداتی، افزایش سوداگری در اقتصاد و تخصیص غیربهینهٔ منابع تولید به‌وسیله انحراف قیمت‌های نسبی همگی نتیجهٔ ایجاد نااطمینانی در نرخ ارز است (کوچک‌زاده و جلایی، ۱۳۹۳). تأثیر نرخ ارز در اقتصاد ایران به‌دلیل وابستگی به درآمدهای ارزی ناشی از نفت پر رنگ‌تر هم جلوه می‌کند؛ به‌همین دلیل، این تحقیق به بررسی اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره و نقش اعتبار سیاست‌های پولی و مالی بر آن پرداخته است. بررسی هم‌زمان نااطمینانی نرخ ارز، نااطمینانی نرخ تورم و نرخ بهره از نوآوری‌های این پژوهش محسوب می‌شود؛ همچنین این مطالعه به بررسی اثر اعتبار سیاست‌های پولی و مالی در این زمینه می‌پردازد. این درحالی است که مطالعات بسیار کمی در داخل کشور درمورد اثر اعتبار سیاست‌های پولی انجام شده است و به‌نظر می‌رسد مطالعه‌ای که اثر اعتبار سیاست‌های مالی و به‌طور ویژه اثر اعتبار سیاست‌ها را بر اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی تورم و نرخ بهره مورد بررسی قرار داده باشد، انجام نشده است.

براساس نتایج به‌دست آمده روش BEKK جهت برآورد نااطمینانی مناسب‌تر از روش VECH است؛ بنابراین مدل BEKK جهت سنجش نااطمینانی متغیرها مورداستفاده قرار گرفت. نتایج مدل BEKK حاکی از آن است که نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی نرخ تورم و بر هم‌دیگر مؤثرند و هم‌دیگر را تقویت می‌کنند. در عین‌حال، نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی نرخ بهره نیز هم‌دیگر را تشدید می‌کنند؛ سپس با استفاده از روش var اثر پویای نااطیمنانی نرخ ارز بر نااطمینانی نرخ تورم و نااطمینانی نرخ بهره بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد اثر شوک نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی نرخ تورم به‌صورت کاهنده، افزایش می‌یاب؛. هم‌چنین توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد با افزایش نااطمینانی نرخ ارز، نااطمینانی نرخ بهره افزایش می‌یابد. در عین‌حال، اثر منفی اعتبار سیاست و پولی و مالی بر نااطمینانی نرخ تورم و بهره تأیید می‌شود. وجود سیاست‌های معتبر پولی و مالی سبب کاهش نااطمینانی نرخ تورم و بهره می‌شود؛ هم‌چنین مشخص شد که لگاریتم نرخ تورم و لگاریتم نرخ بهره اثر مثبت بر نااطمینانی این متغیرها دارند.

با توجه به نتایج تحقیق و اثر متقابل نااطمینانی‌ها بر یک‌دیگر، لازم است سیاست‌ها به‌گونه‌ای اعمال شود که نوسانات و در نتیجه نااطمینانی متغیرها کاهش و مدیریت یابد و روند متغیرها برای عاملین اقتصادی قابل پیش‌بینی و برنامه‌ریزی گردد؛ برهمین‌اساس، اجرای سیاست‌های منضبط پولی و مالی و به‌کارگیری سیاست‌های معتبر پولی و مالی و اقدامات لازم جهت افزایش اعتبار این سیاست‌ها از قبیل شفافیت و تعهد به پاسخ‌گویی در قبال سیاست‌های اعلامی پیشنهاد می‌شود. جهت گسترش ادبیات موضوع، انجام مطالعات بیشتر درخصوص اثرات متقابل ناطمینانی متغیرها بر هم‌دیگر، بررسی امکان وجود اثرات غیرخطی بین متغیرها و ناطمینانی آن‌ها و عوامل مؤثر در کاهش اثرات نااطمینانی متغیرها پیشنهاد می‌گردد.

کتابنامه

– تجلی، آیت‌اله، (۱۳۸۹). «آثار کاهش نرخ سود بانکی بر تورم، اشتغال و سرمایه‌گذاری». مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. چاپ اول.

– تقی‌نژاد عمران، وحید؛ احسانی، محمدعلی؛ و رضایی، محسن، (۱۳۹۷). «ارزیابی اعتبار سیاست پولی ایران». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۳(۲۵): ۶۳-۳۹. doi: 10.22080/iejm.2018.2033.

– حسین‌زاده یوسف‌آباد، سید مجتبی؛ و حقیقت، علی، (۱۳۹۲). «اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده». *اقتصاد مالی*، ۷(۲۵): ۱۴۶-۱۲۳.

– حیدری، حسین؛ بشیری، سحر؛ و جهانگیری درزه‌کنانی، معصومه، (۱۳۹۰). «بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد اقتصادی در ایران». *دومین همایش ملی دانشجویی اقتصادی ایران*، دانشگاه مازندران.

– حیدری، حسن؛ و احمدزاده، عزیز، (۱۳۹۴). «تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر زنجیره قیمت‌ها در ایران»، *پژوهشنامه‌ی بازرگانی*، ۷۴: ۱-۲۸.

– خدیوی، پریسا، (۱۳۹۱). «ارتباط متقابل بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم در ایران». پایانامهٔ کارشناسی‌ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه رازی.

– رحیمی، رامین؛ و خداویسی، حسن، (۱۳۹۸). «نقش اعتبار سیاست پولی بر درجه انتقال نرخ ارز طی فرایند جهانی‌شدن». *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۱۰ (۱): ۶۴-۳۷. 10.29252/ecoj.10.1.37

– سهیلی، کیومرث؛ الماسی، مجتبی؛ و سقایی، مریم، (۱۳۹۱). «ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۷ (۱۳).

– شاهمرادی، اصغر؛ و صارم، مهدی (۱۳۹۲). «سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران». *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲): ۴۲-۲۵. doi: 10.22059/jte.2013.35166

– شجاع، حمیده، (۱۳۹۰). «بررسی گزینه‌های مختلف نرخ بهره و ارتباط متقابل آن با تورم در اقتصاد ایران». پایانامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز.

– قنبری، قاسم، (۱۳۹۷). «بررسی تاثیر نااطمینانی متغیرهای کلان (نرخ ارز، نرخ رشد و تورم) بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران». پایانامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه قم.

– کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد؛ و فشاری، مجید، (۱۳۹۱). «تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت TVP ». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. ۱(۲): ۱۱۴-۸۵.

– کازرونی، علیرضا؛ کیانی، پویان؛ مظفری، زانا، (۱۳۹۵). «برآورد نرخ بهره در ایران با استفاده از منطق فازی». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۹(۳۰): ۷۷-۹۳. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=270106

– کمیجانی، اکبر؛ خلیلی‌عراقی، سید منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین؛ و توکلیان، حسین، (۱۳۹۳). «تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست گذاران پولی در اقتصاد ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۳(۹): ۱-۲۳. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=236173

– کمیجانی، اکبر؛ و بهرامی‌راد، دومان، (۱۳۸۷). «آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم». *نشریهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۳ (۸۲): ۲۱۰-۱۸۷.

– کوچک‌زاده؛ اسما؛ و جلایی، سید عبدالمجید، (۱۳۹۳). «بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران». *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۴(۱۶): ۲۰-۱۱.

– مبینی دهکردی، مصطفی، (۱۳۹۲). «تاثیر غیرخطی نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی بدون نفت ایران با مدل *GARCH In Mean*». پایانامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

– موسوی، میرحسین؛ و صفرزاده، اسماعیل، (۱۳۸۷). «تعیین دامنه بهینه تورم به منظور اجرای سیاست هدف‌گذاری تورم با تأکید بر ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی». *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱ (۴): ۴۴-۲۵.

– نقدی، یزدان؛ عفتی باران، فرشید، (۱۳۹۸). «تعیین نرخ بهره بهینه و اثرات آن بر اقتصاد ایران (کاربردی از مدل‌های کنترل بهینه)». *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۱ (پیاپی ۴۵)): ۷۳-۹۲. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=480738

– نوفرستی، محمد (۱۳۹۲). *ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*. جلد ۱، تهران: انتشارات رسا.

- Aguerre, R. B.; Fuertes, A. M. & Phylaktis, K., (2012). "Exchange Rate Pass-through into Import Prices Revisited". *Journal of International Money,* 31: 818-844.

- Aleem, A. & Lahiani, A., (2014). "Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: Some evidence from emerging countries. Economic Modelling". http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2014.06.020.

- Ball, L. L., (1992). "Why does high inflation raise inflation uncertainty?". *Journal of Monetary Economics*, 29: 371-388.

- Bauwens, L.; Laurent, S. V. K. & Rombouts J., (2006). "Multivariate GARCH Models: a survey". *Journal of Applied Econometrics,* 29: 79-109.

- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M., (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control.* Revised Edition 1976, Holden-Day, San Francisco.

- Campa, J. M. & Goldberg, L. S., (2005). "Exchange rate pass-through into import prices". *Review of Economics and Statistics,* 87(4): 679-690.

- Carrière-Swallow, Y.; Gruss, B.; Magud, N. & Valencia, F., (2016). "Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through". *IMF Working Paper*: 16/240, Washington, DC.

- Cheikh, B., (2013). "The Pass-Through of Exchange Rate Changes to Prices in the Euro Area: An Empirical Investigation". *Economics and Finance. Université Rennes* 1, English.

- Darvas Z., (2001). “Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries”. *Bundesbank Discussion Paper*: 10/01 (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).

- De Grave, P., (1993). *The Economics of Monetary Integration*. Oxford University Press.

- De Mendonça, H. F., (2007). “Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience”. *Appl Econ*, 39(19–21): 2599–2615. https://doi.org/10.1080/00036840600707324

- De Mendonça, H. F.; deGuimarães, E. & Souza, G. J., (2009). “Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate”. *Econ Model* 26(6): 1228–1238.

- De Mendonça, H. F. & Machado, M. R., (2013). “Public debt management and credibility: evidence from an emerging economy”. *Econ Model*, 30(1): 10–21. http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2012.09.009.

- De Mendonça, H. F. & Tostes, F. S., (2015). “The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate passthrough in an emerging economy”. *Open Econ Rev*, 26(4): 787–816. DOI 10.1007/s11079-014-9339-3.

- De Mendonça, H. F. & Tiberto, B. P., (2017). “Effect Of Credibility And Exchange Rate Pass-Through On Inflation، An Assessment For Developing Countries”. *International Review of Economics & Finance,* 50: 196-244. DOI: 10.1016/j.iref.2017.03.027

- Diz, A., (1970). “Money and Prices in Argentina 1935-1962”. In: *Varieties of Monetary Experience*, (Ed.) David Meisselman, Cambridge University Press, Cambridge.

- Elsayed, M., (2020). “The Connection Between Inflation Uncertainty and Inflation: High or Higher Inflation Rate Evidence from the Egyptian Economy (2011-2018)”. *International Journal of Social Science and Economic Research*, Doi**:** 10.46609/Ijsser.2020.V05i02.014

Friedman, M., (1977). “Nobel Lecture: Inflation and Unemployment”. *Journal of Political Economy*, 85: 451–472.

- Gadanecz, B.; Miyajima, K. & Shu, Ch., (2018). “Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk”. *International Review of Economics and Finance*, 57: 371–401.

- Gagnon, J. E. & Ihrig, J., (2004). “Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through”. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4): 315-338. https://doi.org/10.1002/ijfe.253.

- Ghanbari, Q., (2017). “Investigation of the uncertainty effect of macro variables (exchange rate, growth rate and inflation) on private sector investment in Iran”. Master's thesis, University of Qom.

- Ghosh, A., (2013). "Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America". Journal of Macroeconomics, 35, 163-171.

- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M., (1997). “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?”. *Journal of Economic Literature*, 35 (3): 1243–72.

- Hammond, G., (2011). "State of the Art of Inflation Targeting". *Centre for Central Banking Studies Handbook*, 29. London: Bank of England.

- Heydari, H. & Ahmadzadeh, A., (2014). "Exchange rate changes and its effect on the price chain in Iran". *Bazargani Research Journal*, 74: 1-28.

- Heydari, H.; Bashiri, S.; Jahangiri Darzehkanani, M., (2010). "Examination of the relationship between real exchange rate uncertainty, inflation uncertainty and economic growth uncertainty in Iran". *The second national economic student conference of Iran,* Mazandaran University.

- Hosseinzadeh Yousefabad, S. M. & Haqit, A., (2012). "Effect of monetary policy on exchange rate in Iran using self-correlated model with distributed lag". *Financial Economics*, 7(25): 146-123.

- IMF—International Monetary Fund, (2002). "Assessing sustainability. prepared by the policy development and review department". May 28. http://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.pdf.

- Johansen, S. & Juselius, K., (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52: 169-210.

- Junttila, J. & Korhonen, M., (2012). "The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices". *International Review of Economics and Finance,* 24: 88-96.

- Kabundi, A. & Mlachila, M., (2018). "The Role of Monetary Policy Credibility in Explaining the Decline in Exchange Rate Pass-Through in South Africa*". Economic Modelling*. DOI: 10.1016/j.econmod.2018.10.010

- Kamijani, A. & Bahramirad, D., (2007). "Testing the long-term relationship between the interest rate of bank facilities and the inflation rate". *Journal of Economic Research*, 43 (82): 210-187.

- Kamijani, A.; Khalili Iraqi, S. M.; Abbasinejad, H.; Tavaklian, H., (2014). "Implicit target inflation, asymmetric behavior and interruption in recognizing the economic status of monetary policy makers in the Iranian economy". *Applied Economic Studies of Iran (Applied Economic Studies),* 3(9): 1-23. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=236173

- Karahan, O. & Çolak, O., (2012). "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Interest Rate in Turkey". Faculty o Economics and Administrative Sciences Balıkesir University.

- Karunaratne, N. D. & Bhar, R., (2011). "Regime-shifts and post-float inflation dynamics ofAustralia". *Economic Modelling*, 28(4): 1941-1949.

- Kazroni, A.; Kayani, P. & Mozafari, Z., (2015). "Interest rate estimation in Iran using fuzzy logic". Financial knowledge of securities analysis (financial studies), 9(30): 77-93. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=270106

- Kazroni, A.; Salmani, B. & Pushari, M., (1391). "The effect of exchange rate instability on the degree of exchange rate pass-through in Iran, TVP approach". *Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran*, 1(2): 114-85.

- Khedevi, P., (2011). “Interrelationship between interest rate of bank facilities and inflation rate in Iran”. Master's thesis. Faculty of Economics. Razi University.

- Kochakzadeh, A. & Jalai; S. A. M., (2013). “Investigating the impact of exchange rate uncertainty on the growth of Iran's economic sectors”. *Economic growth and development research quarterly,* 4(16): 11-20.

- Krugman, P., (1987). “Pricing to Market when the Exchange Rate changes, in Amidst and Richardson, J., Real financial linkages among open Economies”. Cambridge MA, MIT press. http://www.nber.org/papers/w1926.pdf.

- Lin, P. C. & Wu, C. S., (2012). “Exchange Rate Pass-Through in Deflation: The Case of Taiwan”. *International Review of Economics and Finance,* 22(1): 101-111.

- Mallik, G. & Chowdhury, A., (2011). “Effect of inflation uncertainty, output uncertainty and oil price on inflation and growth in Australia”. *Journal of Economic Studies,* 38 (4): 414-429. https://doi.org/10.1108/01443581111160879 .

- Mankiw, N. G.; Reis, R. & Wolfers, J., (2004). “Disagreement about inflation expectations”. *NBER Macroecon Annu* 2003(18): 209–270.

- Mann, C. L., (1986). “Prices, profit margins, and exchange rates”. *Fed. Res. Bull.*, 72: 366.

- Mobini Dehkordi, M., (2012). “Nonlinear effect of real exchange rate uncertainty on Iran's economic growth without oil with the GARCH In Mean model”. Master's thesis, Allameh Tabatabai University, Faculty of Economics.

- Montes, G. C. & Acar, T., (2018). “Fiscal credibility and disagreement in expectations about inflation: evidence for Brazil”. *Economics Bulletin, AccessEcon,* 38(2): 826-843.

- Montes, G. & Ferreira, C., (2018). “Does monetary policy credibility mitigate the effects of uncertainty about exchange rate on uncertainties about both inflation and interest rate?”. doi.org/10.1007/s10368-018-0419-5.

- Mousavi, M. & Safarzadeh, I., (2010). “Determining the optimal range of inflation for the purpose of implementing the inflation targeting policy with an emphasis on the relationship between inflation and economic growth”. *Journal of economic modeling,* 1 (4): 25-44.

- Naqdi, Y. & Efti Baran, F., (2018). “Determining the optimal interest rate and its effects on Iran's economy (application of optimal control models)”. *Economic modeling,* 13(1 (series 45)): 73-92. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=480738

- Ndou, E.; Gumata, N. & Tshuma, M., (2019). “Fiscal Policy Credibility and Time-Varying Exchange Rate Pass-Through”. https://doi.org/10.1007/978-3-030-13932-2_17.

- Nofarsti, M., (2012). *Unit root and aggregation in econometrics*. Vol. 1. Tehran: Rasa Publications.

- Oliveira, L. V. & Curi, A., (2016). “Disagreement in expectations and the credibility of monetary authorities in the Brazilian inflation targeting regime”. *Economia* 17(1): 56–76. https://doi.org/10.1016/j.econ.2016.03.002.

- Pourgerami, A. & Maskus, K., (1987). “The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: some estimates and policy implications. *World Development*, 15: 287-290.

- Rahimi, R. & Khadavisi, H., (2018). “The role of credibility of monetary policy on the degree of exchange rate transmission during the process of globalization”. *Economics and Modeling Quarterly,* 10 (1): 64-37. 10.29252/ecoj.10.1.37

- Roger, S., (2010). “Inflation Targeting” Turns 20. Finance & Development. March: 46–49.

- Shahmoradi, A. & Sarem, M., (2012). “Optimal monetary policy and inflation targeting in Iran”. *Journal of Economic Research,* (2) 48: 25-42. doi: 10.22059/jte.2013.35166

- Sharpe, W. F., (1995). *Investments*. Prentice Hall, Inc.

- Shoja, H., (2018). “Investigation of different interest rate options and its interrelationship with inflation in the Iranian economy”. Master's thesis, Faculty of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz.

- Sohaili, K.; Almasi, M. & Saqai, M., (2011). “Evaluation of the effect of expected inflation, liquidity growth, imported inflation, production gap and exchange rate on the inflation rate in Iran”. *Macroeconomic Research Journal,* 7(13).

- Svensson, L., (2009). “Evaluating Monetary Policy”. Working Paper Series: Sveriges Riksbank. 10.3386/w15385.

- Taghinjad Imran, V; Ehsani, M. A. & Rezaei, M., (2017). “Evaluation of credibility of Iran's monetary policy”. *Research Journal of Macroeconomics,* 13(25): 63-39. doi: 10.22080/iejm.2018.2033

- Tasseven, O., (2008). “Modelling Seasonality an Extension of the HEGY Approach in the Presence of Two Structural Breaks”. *Panoeconomicus, Savez ekonomista Vojvodine, Novi Sad, Serbia,* 55(4): 465-484, December. DOI:10.2298/PAN0804465T.

- Tejali, A., (1389). *Effects of lowering the bank interest rate on inflation, employment and investment.* Islamic Council Research Center. First Edition.

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Asymmetric Effects of Housing Price on Iran Stock Market Participation: Quantile Regression Approach

Javaheri, B.[1], Manochehri, S.[2], Mozaffari, Z.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25674.3396
Received: 2022.01.24; Accepted: 2022.04.04
Pp: 39-69

Abstract

Increasing people's participation in the capital market is one of the important discussions in the process of economic development. Housing as a capital good and stocks are important channels in the assets market. It is of high interest to investigate the influence of these markets on each other and how housing prices can influence them and interact with them. The current research is different in its contecnt and methodology than previous studies in the followimg ways: 1- Estimation of the asymmetric effects of housing prices on participation in the Tehran Stock Exchange. 2- Using the asymmetric quantile regression method to investigate the participation model in the Iranian stock market. The main aim of this research is to investigate the asymmetric effects of housing prices on the participation rate in the Iranian stock market. The method used is quantile regression as it allows to present the influence of independent variables in all parts of the distribution, especially in the beginning and end sequences, without violating the classical assumptions and outlier data in the estimation of coefficients. The variables presented in the model are: logarithm of stock market index, logarithm of gold price, logarithm of unofficial exchange rate, logarithm of housing price, logarithm of GDP per capita and interest rate. The time period of this research is 1991 to 2020. The results show that housing prices in different quantiles of participation in the stock market had negative and significant effects on stock market participation. The estimation results show that the absolute value of the currency elasticity of participation in the stock market is smaller than 1, with negative sign and significant. Among other results, the negative and significant effect of gold price and interest rate, mostly in the upper deciles are worth noting. GDP per capita and stock market efficiency have had a positive and significant effect on participation in the stock market.

Keywords: Stock Market, Housing Price, Quantile Regression.

JEL Classification: G11, R31, C13.

1. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran (Corresponding Author).
Email: b.javaheri@uok.ac.ir
2. Ph.D. Student of Economic Sciences, Department of Economics, School of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Citations: Javaheri, B.; Manochehri, S. & Mozaffari, Z., (2022). "Asymmetric Effects of Housing Price on Iran Stock Market Participation: Quantile Regression Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 39-69. doi: 10.22084/aes.2022.25674.3396
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4559.html?lang=en

1. Introduction

Achieving the economic goals of a country without the participation of the people of that country is unimaginable. One of the ways of people's participation in economic development is investing in the capital market and specifically in the stock market. Increasing the presence and participation of people in the capital market is one important discussion in the process of economic development. Housing can also act as an asset market, and some people choose housing as a source of investment in order to prevent the decrease in the value of their money. Housing has the capacity to to preserve the value of the property, to prevent the decrease in the value of the currency-wealth against the inflation increase. Investment in the housing sector is of considerable importance. Considering that stocks and housing are in the same portfolio and can act as substitutes, it is expected that they will act in opposite directions. That is, if the efficiency of the housing market increases, due to the existence of competition between markets such as housing and stocks, the price increase in the housing market will increase the investment opportunity costs of the stock market. In this way, with the increase in efficiency in the competing markets, investors' resources flow from the stock market to the housing market, and as a result, the stock price decreases and people replace housing with stocks in their asset portfolio. As one of the useful measures for the development of a country's economy is financing through the public and through the stock market, which requires more participation in the capital market. In Iran's economy, in some years the housing price growth rate is higher than the general inflation rate and in some other years it is lower. As a result, in Iran, apart from being a consumption good, housing is a very strong and important aspect of being an asset. On this basis one of the effective components on the amount of participation through investment in the stock market is the price and efficiency of the housing sector.

2. Material and Method

In this research, the time series quantile regression model was used to investigate the asymmetric effects of housing price changes on the participation rate in the Iranian stock market. Quantile regression allows the influence of independent variables in all parts of the distribution. We assume that the linear regression model is in the form of the following equation:

$$Y_i = \theta(\tau)x_i + \alpha + e_t(\tau) \quad , \quad Q_{e_i(\tau)}(\tau \mid x_i) = 0$$

(1)

Then the conditional quantile of Θ the distribution of y under the condition of random variables X is as follows:

$$Q_{y_i}(\tau \mid x_i) = \alpha + \theta(\tau)x_i \quad , \quad i = 1,2,...,n$$

(2)

Where $\theta(\tau)=(\theta_0,\theta_1,...,\theta_k)$ and $x=(1,x_1,...,x_k)$ are vectors of unknown parameters and known values, respectively, and $e_t(\tau)$ is an unobservable random variable. The intercept (α) and $\theta(\tau)$ the coefficients for each quantile are estimated as follows:

$$(\tilde{\theta},\tilde{\alpha})=\arg\min_{(\theta,\alpha)}\sum_{k=1}^{q}\sum_{t=1}^{T}\rho_{\tau_k}\left[Y_t-\theta(\tau_k)X_t-\alpha\right] \quad (3)$$

which, $\rho_\tau(e)=e\left[\tau-I(e\prec 0)\right]$ and $I(.)$ is a scale function. Examining these effects through quantile regression can provide a more accurate view of the random relationship between variables, and therefore provides informative empirical analysis. In this research, based on the results of previous studies and the structure of Iran's economy, an adjusted model is presented to reflect the conditions of Iran's economy. Therefore, the specified pattern of estimation based on the quantile method is as follows:

$$q(SD_t\mid\varphi_t)=\alpha_{0t}+\alpha_{1t}LSTOCK_t+\alpha_{2t}LPG_t+\alpha_{3t}LEXCH_t+\alpha_{4t}LPH_t+\alpha_{5t}LGDPP_t+\alpha_{6t}INT+\varepsilon_t \quad (4)$$

which $q(SD_t\mid\varphi_t)$ is the conditional quantile of participation in the stock market at time t and φ_t includes case information at time t. In equation (4) LSTOCK is the logarithm of stock market index, LPG is the logarithm of gold price, LEXCH is the logarithm of unofficial exchange rate, LPH is the logarithm of housing prices, LGDPP is the logarithm of GDP per capita and INT is the interest rate.

3. Discussion

The estimation results of the model in the examined quantiles show that the absolute value of the currency elasticity of participation in the stock market is smaller than 1 and is negative and significant. That is, the increase in the exchange rate causes the participation in the stock market to decrease, which is more in the first and last quantiles. Since the foreign exchange market is an alternative market for the capital market, the negative effect of the exchange rate on the participation rate in the stock market does make sense and is in accordance with economic theories and expectations. According to the results, the elasticity of participation in the stock market compared to per capita income in the studied quantiles was positive and significant, and the elasticity of participation in the stock market relative to the estimated per capita income was higher in the lower and upper deciles, that is, the intensity Participation in the stock market has been higher among people with lower and with higher deciles. Since the gold market is considered as a parallel market to the capital market, the higher the price of gold in this market, the greater the people's capital that flow towards this market, with having a negative effect on the capital market. The stock price index has a positive and significant effect on the participation in the stock market in different deciles. Among the other variables affecting the participation rate in the stock market is the housing price, which has a negative and significant effect on the participation rate in the stock market in different quantiles. The

more the housing price increases, the efficiency in the housing market will increase and a large part of people's capital will be invested in the housing market. In Iran, housing is the most expensive item in the household asset portfolio, which has a great effect on participation in the stock market and attracts a large part of household capital. Housing is a safe asset and therefore it attracts people to invest more substantially in this market.

Conclusion

Housing as a capital good and stocks are important channels in the assets sector, and therefore are of high interest to investigate the influence of these markets on each other an how it affects the participation of indivudlas in the stock market. According to the results, the housing price has a negative and significant effect on the participation rate in the Iranian stock market. Since the housing and the stock markets are alternative markets, the increase in housing prices can have negative effects on the stock market as a large part of capital will flow towards the housing market. The results also show that the price of gold and the unofficial exchange rate have a negative and significant effect on the amount of participation in the stock market; As the price of gold and exchange rate increases, the efficiency of those markets will increase and they will be attractive for investment, which can take a large part of capital out of the stock market and send it to these markets. Among other variables affecting the participation in the stock market was the interest rate, which had a negative effect on the participation in the stock market. The higher the deciles, the greater the effect of the interest rate on participation in the stock market. Because the interest rate is a fixed interest that is paid to bank deposits and considering the risk aversion of investors in Iran, the high effect of interest rate on participation in the stock market can be justified. Also, the results of this study showed that GDP per capita and stock market efficiency had a positive and significant effect on the participation rate in the Iranian stock market because when people’s income increases, a portion of this income can be invested in different markets. On the other hand, with the increase in the efficiency of the stock market, the incentive to invest in the market increases and the amount of participation in the stock market increases.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل

بختیار جواهری[۱]، صلاح‌الدین منوچهری[۲]، زانا مظفری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25674.3396
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۱/۱۵
صص: ۶۹-۳۹

چکیده

افزایش مشارکت مردم در بازار سرمایه، یکی از بحث‌های مهم در فرآیند توسعهٔ اقتصادی می‌باشد. مسکن به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای و سهام که خود به‌عنوان بخشی از بازار سرمایه شناخته می‌شود، کانال‌های مهمی در بخش دارایی‌ها هستند که بررسی تأثیرپذیری این بازارها از هم‌دیگر و این‌که قیمت مسکن چه‌طور می‌تواند میزان مشارکت در بازار سهام را تحت‌تأثیر قرار دهد، امری ضروری به‌نظر می‌رسد. هدف این پژوهش، بررسی اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران می‌باشد. روش مورد استفاده در پژوهش، رگرسیون کوانتایل بوده و داده‌ها برای دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ بوده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کوانتایل‌های مختلف مشارکت در بازار سهام، اثرات منفی و معنی‌داری داشته است. از دیگر نتایج پژوهش، می‌توان به اثرگذاری منفی قیمت طلا، نرخ ارز غیر رسمی و نرخ بهره اشاره کرد که در دهک‌های بالایی این اثرگذاری بیشتر بوده است. براساس نتایج، تولید ناخالص داخلی سرانه و بازدهی بازار بورس، اثر مثبت بر مشارکت در بازار سهام داشته است. پیشنهاد می‌گردد جهت رونق و بهبود بازار سهام و افزایش میزان مشارکت در این بازار، سیاست‌هایی اتخاذ گردد تا حتی‌المقدور تغییرات قیمت مسکن و قیمت سایر بازارهای جایگزین مانند طلا و ارز کاهش یابد تا بتوان سرمایه‌ها را به سمت بازار سهام هدایت نمود.

کلیدواژگان: مشارکت در بازار سهام، قیمت مسکن، رگرسیون کوانتایل.
طبقه‌بندی JEL: G11, R31, C13.

۱. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: b.javaheri@uok.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: salah.manochehri@gmail.com
۳. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
Email: z.mozaffari@uok.ac.ir

ارجاع به مقاله: جواهری، بختیار؛ منوچهری، صلاح‌الدین؛ و مظفری، زانا، (۱۴۰۱). «اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳)، ۳۹-۶۹. doi: 10.22084/aes.2022.25674.3396
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4559.html?lang=fa

۱. مقدمه

یکی از مشکلات اقتصاد ایران، بانک‌محور بودن تأمین مالی کسب و کار است. سهم بالای تأمین مالی از نظام بانکی، آسیب‌های زیادی به اقتصاد کشور تحمیل می‌کند. در صورتی‌که شوک‌های منفی طرف عرضه و تقاضا به اقتصاد کشور وارد شود، با توجه به بهرهٔ ثابت تأمین مالی از بانک‌ها، کسب و کارها در معرض ریسک‌های ناشی از پرداخت بهرهٔ ثابت قرار می‌گیرد. درحالی‌که تأمین مالی از بازار سرمایه، انعطاف‌پذیری اقتصاد کشور را ارتقا می‌دهد (مظفری و همکاران، ۱۳۹۷). هدف اصلی از تشکیل بورس به‌عنوان رکن اصلی بازار سرمایه تجهیز پس‌اندازهای خصوصی و تخصصی آن به سرمایه‌گذاری صنعتی و تولیدی می‌باشد. آن‌چه مسلّم است دارا بودن بازار سرمایهٔ مطلوب بدون مشارکت عمومی در فرآیند این بازار امری دور از انتظار می‌باشد (آکوا–سام و سلامی[1]، ۲۰۱۳). دستیابی به اهداف اقتصادی هر کشوری بدون مشارکت عمومی افراد آن کشور، امری غیرقابل تصور است. یکی از راه‌های مشارکت افراد در توسعهٔ اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه و به‌طور مشخص، بورس اوراق بهادار می‌باشد (ابزری و همکاران، ۱۳۸۵). افزایش حضور و مشارکت مردم در بازار سرمایه، یکی از بحث‌های مهم در فرآیند توسعهٔ اقتصادی می‌باشد. حرکت به‌سمت اقتصاد بورس‌محور می‌تواند بستر و زیرساخت توسعهٔ اقتصادی یک کشور را فراهم آورد. بنگاه اقتصادی می‌تواند سرمایه در گردش و تأمین مالی لازم خود را در بستری خارج از بانک انجام دهد. حضور گستردهٔ مردم در این بازار علاه‌بر حرکت اقتصاد به‌سمت بازار محور نمودن تأمین مالی، تخصیص بهینهٔ دارایی‌های و افزایش رشد واقعی اقتصاد در شفافیت مالیاتی نیز مؤثر می‌باشد (حسن‌نژاد و شمس، ۱۳۹۵). نمی‌توان اهداف ثبات رشد اقتصادی بالایی داشت، ولی در بازارهای مالی با آن هماهنگ نبود و موفق عمل نکرد (مظفری و همکاران، ۱۳۹۷).

مسکن هم می‌تواند به‌عنوان یک بازار دارایی عمل کند، بعضی از افراد قابل‌توجه، برای این‌که از کاهش ارزش پول خود جلوگیری کنند، مسکن را به‌عنوان یک منبع سرمایه‌گذاری انتخاب می‌کنند و مسکن این ظرفیت را دارد که با نگه‌داشتن ارزش دارایی، مانع کاهش ارزش پول در مقابل افزایش تورم شود (هالکت و همکاران[2]، ۲۰۲۰). سرمایه‌گذاری در بخش مسکن از اهمیت قابل‌توجهی برخوردار است. طبق برآوردها در هر سال ۲۰ تا ۳۰٪ از سرمایهٔ ثابت کشور در بخش مسکن ایجاد می‌شود و تقریباً به‌طور متوسط همین مقدار از نقدینگی کل کشور در بخش مسکن صرف می‌شود. مسکن رابطهٔ گسترده‌ای با سایر بخش‌های اقتصادی کشور دارد (پیکارجور و همکاران، ۱۳۹۰). با توجه به این‌که سهام و مسکن در یک سبد دارایی قرار دارند، انتظار بر آن است که خلاف جهت یک‌دیگر عمل کنند؛ یعنی اگر بازده بازار مسکن افزایش یابد، با توجه به‌وجود رقابت میان بازارهایی مانند مسکن و سهام، افزایش قیمت در بازار مسکن، باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود. به این‌ترتیب، با افزایش بازدهی در بازارهای رقیب، منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به‌سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود؛ در نتیجه، قیمت سهام کاهش‌یافته و مردم در سبد دارایی خود، مسکن را جایگزین سهام می‌کنند (پایلا[3]، ۲۰۰۹). بازار سهام و بازار مسکن در کوتاه‌مدت به‌صورت ضعیف جانشین هم هستند، در نتیجه ظرفیت آربیتراژی بین بازار سهام و بازار مسکن در کوتاه‌مدت ضعیف می‌باشد، ولی در بلندمدت میان بازار

---

1. Acquah-Sam & Salami
2. Halket et al.
3. Paiella

سهام و بازار مسکن رابطهٔ جانشینی به‌صورت قوی برقرار می‌باشد، در نتیجه ظرفیت آربیتراژی بین بازار سهام و بازار مسکن در بلندمدت قوی می‌باشد (چن و ژی[1]، ۲۰۱۷). دگرگونی در بازار مسکن منجر به تغییرات در بازار سهام می‌شود؛ به‌طوری‌که بنگاه‌هایی که دارایی تجاری واقعی دارند دارای سود سرمایه‌ای هستند که باعث افزایش ارزش سهام آن‌ها می‌شود؛ از این‌رو تقاضای بنگاه‌ها برای زمین و ساختمان جهت توسعه و گسترش سرمایه‌گذاری‌شان افزایش‌یافته و قیمت دارایی‌های آن‌ها هم‌چنان افزایش می‌یابد و این اثر به‌شکل مارپیچ هم قیمت دارایی‌ها و هم قیمت سهام را بالا می‌برد و این اثرات بازخور همیشگی خواهند بود (کیس و همکاران[2]، ۲۰۰۵).

با توجه به مطالب بیان‌شده می‌توان عنوان نمود که یکی از اقدامات مفیدی که برای توسعهٔ یک اقتصاد می‌تواند انجام شود این است که تأمین مالی از طریق عامهٔ مردم و به‌واسطه بورس انجام شود که این امر مستلزم مشارکت بیشتر در بازار سرمایه می‌باشد. از طرف دیگر، با توجه به این‌که بورس و مسکن دو دارایی سرمایه‌ای می‌باشند و براساس آمار و اطلاعات اقتصاد ایران می‌توان اظهار داشت که در بعضی از سال‌ها نرخ رشد قیمت مسکن بیشتر از نرخ تورم عمومی و در برخی از سال‌ها کمتر از آن است. در نتیجه، در ایران مسکن علاوه‌بر اینکه یک کالای مصرفی است. جنبهٔ دارایی بودن مسکن خیلی قوی و مورد توجه است. بر این‌اساس یکی از مؤلفه‌های مؤثر بر میزان مشارکت و سرمایه‌گذاری در بورس قیمت و بازدهی بخش مسکن می‌باشد. از آنجا که تاکنون مطالعه‌ای منسجم درخصوص بررسی تأثیر قیمت مسکن بر مشارکت در بورس اوراق بهادار تهران انجام نشده است؛ لذا این مطالعه به بررسی این موضوع می‌پردازد. لازم به ذکر است که مشارکت در بازار سرمایه و جذابیت این بازار طی سال‌های مختلف، فراز و نشیب‌های متفاوتی داشته است. شواهد نشان می‌دهد که قیمت مسکن به‌صورت مداوم و پیوسته تغییر نمی‌یابد، بلکه در دوره‌هایی قیمت مسکن حتی بدون‌تغییر می‌ماند؛ لذا می‌توان اظهار داشت که قیمت مسکن رفتاری چرخه‌ای دارد، بر این‌اساس نمی‌توان ارزیابی درستی از اثر متقارن این متغیر بر سایر بخش‌های اقتصادی انجام‌داد؛ بدین مفهوم که در دوره‌های مختلف اثرات متفاوتی را بر بازار دارایی‌های رقیب مانند بازار سرمایه می‌تواند داشته باشد. بنابراین لازم است که ارتباط بخش مسکن با سایر بازارها، ازجمله بازار سهام برمبنای مدل‌های نامتقارن ارزیابی شود. این مطالعه در راستای پر نمودن شکاف پژوهشی مطرح شده؛ علاوه‌بر نوآوری در موضوع مطالعه در بحث روش مورد استفاده نیز دارای وجه‌تمایز با سایر مطالعات می‌باشد. در این‌راستا با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل اثرات نامتقارن تغییرات قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است.

براساس سازماندهی مباحث پژوهش، در قسمت بعدی، مبانی نظری مرور شده؛ در بخش سوم به مطالعات تجربی اشاره می‌شود. در قسمت چهارم، مدل تحقیق معرفی خواهد شد. قسمت پنجم، به یافته‌های تحقیق اختصاص یافته است و در خاتمه، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای مباحث ارائه می‌شود.

---

1. Chen & Ji
2. Case et al.

۲. مبانی نظری

بازار سهام و بانک دو شیوهٔ متفاوت تأمین مالی هستند. دارندگان وجود مازاد یا پس‌اندازکنندگان می‌توانند به‌طور مستقیم در بازار سهام وجوه خود را در اختیار شرکت‌ها قرار دهند یا آن‌که ازطریق یک واسطه (بانک) منابع مازاد خود را به استقراض‌کنندگان داده و پاداش آن را دریافت کنند. هر یک از این دو شیوه یا به‌طورکلی هر یک از این دو نظام مالی، نقاط ضعف و قوت جداگانه‌ای دارند. تقریباً در تمام کشورهای جهان بانک‌ها و بازار سهام به‌طور توأم و هم‌زمان وجود دارند؛ اما سیاست‌گذاران اقتصادی با ابزارهای مختلف یکی از این دو شیوه را محور قرار داده و شیوهٔ دیگر را به‌عنوان ابزاری فرعی انتخاب می‌کنند (لوین و زرووس[1]، ۱۹۹۶).

از دیدگاه صاحب‌نظران مالی هرچه تأمین مالی در کشورهای درحال توسعه به‌سمت بازار محور شدن پیش برود بهتر خواهد بود؛ لذا نظریه‌های جدید تأکید بیشتری بر تأمین مالی مبتنی‌بر بورس دارد و عملکرد بهتر این سیستم را تبیین کرده است (پرادان و همکاران[2]، ۲۰۱۵). براساس این دیدگاه، تخصیص منابع از طریق بازار مزایای زیر را دارد:

- از آنجا که کسب سود از اطلاعات جمع‌آوری شده از بنگاه‌ها در بازار سرمایه آسان‌تر است، این بازار موجب تقویت انگیزه‌ها برای تحقیق درخصوص بنگاه‌ها می‌شود.
- تقویت حاکمیت شرکتی به‌وسیلهٔ تسهیل انتقال مالکیت که پرداخت به مدیریت را به عملکرد شرکت گره می‌زند (جنسن و مورفی[3]، ۱۹۹۰).
- تسهیل مدیریت ریسک (آبستفلد[4]، ۱۹۹۴).

با توجه به ادبیات اقتصادی بیان می‌شود که هرچه سهم بازار سرمایه از GDP در یک اقتصاد بیشتر باشد این امر موجبات تسریع فرآیند رشد و توسعهٔ اقتصادی را می‌تواند فراهم نماید. بازار سرمایه به‌واسطهٔ حضور و مشارکت گسترده مردم در بازار سهام می‌تواند توسعه‌یافته‌تر، کارآمد و پویاتر باشد و نقش حیاتی خود را در فرآیند ساختار مالی اقتصاد ایفا نماید. در حقیقت بازار سرمایه کارآ و مشارکت در بازار سهام علت و معلول یکدیگر هستند؛ بدین‌معنی که بورس کارآمد موجب تشویق مردم و مشارکت هرچه بیشتر آنان در بازار سرمایه می‌شود و بلعکس (چن و ستافورد[5]، ۲۰۱۶). معتبرترین و واقعی‌ترین پراکسی که مشارکت در بازار سهام را نشان‌دهد شاخص نسبت ارزش معاملات به تولید داخلی است. افزایش ارزش معاملات می‌تواند نشانه‌ای از ورود نقدینگی به بازار سرمایه و مشارکت بیشتر در این بازار باشد (وستمن[6]، ۲۰۱۹). ارزش تمامی خرید و فروش‌های انجام‌شده در معاملات بازار سهام در یک بازهٔ زمانی مشخص، ارزش معاملات بازار می‌باشد (آبل و همکاران[7]، ۲۰۱۳).

مسکن برخلاف سایر دارایی‌های موجود در سبد سهامداران که از کانال‌های مختلفی بازار سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، اثرات محدودتری بر بازار سهام خواهد داشت. در بخش مسکن انتظار بر آن است که یک سیاست

---

1. Levine & Zervos
2. Pradhan et al.
3. Jensen & Murphy
4. Obstfeld
5. Chen & Stafford
6. Vestman
7. Abel

پولی انبساطی با افزایش حجم پول در سبد دارایی باعث افزایش تقاضا برای مسکن گردد. البته این امر به مسائل مختلفی هم‌چون ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی هر جامعه، سلیقهٔ افراد و غیره بستگی دارد (کونگ و همکاران[1]، ۲۰۲۱). در صورت افزایش حجم پول و نقدینگی جامعه در اثر یک سیاست انبساطی، افراد جامعه به‌منظور کسب حداکثر استفاده از آن، دست به خرید دارایی‌هایی از قبیل ارز، مسکن و سهام می‌نمایند. در صورتی‌که فرض نمایید که در آن اقتصاد بازده بخش مسکن از سایر دارایی‌ها بیشتر باشد و یا این‌که افراد در آن جامعه بیشتر تمایل به سرمایه‌گذاری بلندمدت داشته باشند؛ در آن صورت تفاضل بالای مسکن بیشتر خواهد شد و سرمایه‌گذاران مسکن را جایگزین دارایی‌های دیگر ازجمله سهام خواهند کرد (گوکمن‌اوغلو و حسامی[2]، ۲۰۱۹).

برخلاف دارایی‌های دیگر، مسکن همانند نرخ ارز و پول از طریق‌های گوناگونی بازار سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. در بازار مسکن انتظار بر آن است که در سبد دارایی با افزایش حجم پول، تقاضا برای مسکن افزایش یابد. البته این امر به مسائل گوناگونی بستگی دارد؛ به‌عنوان مثال، فرض کنیم که در اثر یک سیاست پولی انبساطی حجم پول افزایش‌یافته، زمانی‌که حجم پول افزایش پیدا کند افراد برای این‌که از پول بیشتری استفاده کنند اقدام به خرید دارایی‌هایی هم‌چون ارز، سهام و مسکن خواهند داشت. زمانی‌که در آن اقتصاد، افراد تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری بلندمدت داشته باشند یا این‌که بازدهی مسکن نسبت به دارایی‌های دیگر بیشتر باشد، در آن‌صورت، تقاضا برای مسکن نسبت به دارایی‌های دیگر افزایش‌یافته و سرمایه‌گذاران مسکن را جایگزین ارز و سهام خواهند کرد (لیو[3]، ۲۰۲۰).

افزایش قیمت یکی از دارایی‌ها، می‌تواند تقاضا برای دیگر دارایی‌ها را به علت استراتژی تخصیص پرتفولیو بالا ببرد؛ یعنی بسیاری از سرمایه‌گذاران می‌خواهند نسبت معینی از یک دارایی را در سبد دارایی مالی خود نگه‌داری کنند. اگر قیمت یک دارایی نسبت به دیگر دارایی‌ها به‌طور معنی‌داری افزایش‌یابد، سرمایه‌گذاران باید پورتفولیوشان را دوباره تخصیص دهند (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۷). سرمایه در بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری حرکت نموده و تقسیم می‌شود. اگر بازدهی بازارهای موازی با بازار سرمایه مانند مسکن، طلا، ارز و... نسبت به بازار سرمایه بالاتر باشد و ریسک آن نیز کمتر باشد، منطقی است که مشارکت مردم در بازار سرمایه کمتر باشد و برعکس (حسن‌نژاد و شمس، ۱۳۹۵). افزایش هم‌گرایی و تأثیرگذاری بازار دارایی‌ها به‌خصوص بازار مسکن و بازار سهام بر یکدیگر باعث شده است که پژوهشگران بر نحوهٔ تأثیرگذاری بازار سهام و بازار مسکن برهم متمرکز شوند. بازار مسکن با بازار سهام در ارتباط است؛ زیرا بازار سهام به‌عنوان بازار جانشین برای سرمایه‌گذاران قرار دارد (آنتوناکاکیس و همکاران[4]، ۲۰۱۶). به‌طورکلی، ازآنجایی‌که مسکن و سهام در یک سبد دارایی قرار دارند، بنابر نظر محققان انتظار بر آن است که هر دو خلاف جهت با یکدیگر عمل کنند؛ یعنی زمانی‌که بازده بازار مسکن افزایش می‌یابد، به‌دلیل رقابتی که بین بازار ارز و مسکن وجود دارد، افزایش در قیمت مسکن و به‌دنبال آن افزایش بازدهی مسکن، باعث می‌شود هزینهٔ فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش یابد. در این‌صورت افزایش بازدهی در بازار مسکن، باعث سرازیری منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به سمت

---

1. Kong and et al.
2. Gokmenoglu & Hesami
3. Liu
4. Antonakakis et al.

بازار مسکن، با این‌حال قیمت سهام کاهش پیدا می‌کند و مردم مسکن را در سبد دارایی‌های خود جایگزین سهام می‌کنند. با توجه به مباحث نظری مطرح‌شده، شاخص سهام ارتباط منفی باقیمت مسکن خواهد داشت (پریور و حسنی، ۱۳۹۵).

بازار مسکن را می‌توان از دو منظر تقاضا و مصرف یا به‌عنوان یک دارایی و با هدف سرمایه‌گذاری و کسب بازدهی در مقایسه با سایر دارایی‌ها ارزیابی نمود. قیمت مسکن به‌عنوان یک دارایی در بازار دارایی تعیین می‌شود. در این بازار قیمت دارایی برمبنای ریسک و بازدهی تعیین می‌شود (باصری و همکاران، ۱۴۰۰). سرمایه‌گذاری در مسکن به‌عنوان یکی از انواع دارایی توجه بسیاری از سرمایه‌گذاران را به خود جلب نموده است. تقاضا برای این نوع دارایی تحت‌تأثیر منافع و هزینه‌های آن و هم‌چنین عواید ناشی از سایر دارایی‌ها است. به‌نظر می‌رسد از آنجا که در دهۀ اخیر سرمایه‌گذاری در بازار مسکن به‌عنوان یکی از سودآورترین سرمایه‌گذاری‌ها توجه بسیاری را به خود جلب نموده است (به‌دلیل تغییر در نگرش خانواده‌ها در مورد داشتن خانه‌های مستقل و نیز افزایش جمعیت کشور و نیاز آن‌ها به داشتن سرپناه). در این‌راستا صنایع وابسته به بازار مسکن، هم‌چون سیمان نقش مؤثری را در بورس بازی می‌کند؛ لذا با مشاهدۀ رونق در این بخش و شدت یافتن انتظارات درمورد افزایش قیمت سهام صنایع مرتبط می‌تواند زمینه را برای افزایش شاخص قیمت سهام در بورس و افزایش میزان مشارکت در بازار را فراهم آورد؛ البته باید خاطرنشان گردد که این دارایی هم‌چون سایر دارایی‌ها مانند طلا و سهام، متأثر از تغییرات قیمتی در بازار نیز می‌باشد و هم‌چون یک سپر تورمی عمل می‌نماید؛ بنابراین با توجه به مباحث مطرح شده با کمی احتیاط می‌توان وجود رابطۀ مثبت بین ارزش مسکن و میزان مشارکت در بازار سهام را پذیرفت. تحولات نرخ ارز و سهام از دیگر عواملی است که بخش مسکن از آن متأثر می‌شود؛ به‌طور مثال، انتظارات ناشی از کاهش قیمت ارز یا سهام موجب خروج سرمایه‌های فعال در فعالیت‌های مربوط به معاملات ارز و سهام و حرکت آن به‌سمت بخش مسکن و بالعکس می‌شود. فقدان کارآمدی نظام بانکی در جذب سپرده‌های بلندمدت موجب حرکت این سپرده‌ها به‌سمت بازار زمین و مسکن و افزایش قیمت این بازار شده و این امر باعث افزایش ثروت سرمایه‌گذاران شده و میزان مشارکت در بازار سهام را متأثر می‌کند (زارع و رضایی، ۱۳۸۵).

در زمان تورم، سرمایه‌گذاران برای جلوگیری از کاهش قدرت خرید و حفظ ثروت خود به بازارهای دارایی که پوشش تورمی محسوب می‌گردند، مراجعه کرده و سرمایۀ خود را در این بازارها سرمایه‌گذاری می‌کنند؛ بازارهای دارایی می‌توانند با هم در ارتباط باشند، این ارتباط می‌تواند به‌صورت جانشینی یا به‌صورت مکمل باشند، هر بازاری که پوشش تورمی مناسبی محسوب گردد، سرمایه‌ها به آن بازارها سرازیر خواهند شد، که درنهایت باعث کاهش بازده نهایی آن بازارها خواهند شد؛ درنتیجه وقتی که بازده نهایی بازاری کاهش یابد، سرمایه‌ها از آن بازار خارج شده و به بازار رقیب تزریق می‌شود (هونگ و همکاران[1]، ۲۰۱۳). آربیتراژ بین بازارهای دارایی همواره درحال رخداد است؛ یعنی یک بازار که بازدهی آن بیشتر است، سرمایه‌ها از سایر بازارها به آن بازار هدایت می‌شود و درنتیجه بازدهی نهایی سرمایه کاهش پیدا می‌کند، سود در آن بازار کاهش پیدا می‌کند و دوباره به بازار جانشین یا مکمل، سرمایه‌ها حرکت می‌کند. قیمت مسکن با شاخص بازار سهام در ارتباط است. این ارتباط می‌تواند به‌صورت مکمل یا جانشین باشد، انتظار می‌رود وقتی که بازده مسکن افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران

[1]. Hong et al.

سرمایهٔ خود را از بخش سهام خارج و در بازار مسکن سرمایه‌گذاری می‌کنند. در طرف مقابل، یعنی طرف مکمل وقتی قیمت مسکن افزایش پیدا می‌کند، بازدهی سهام مرتبط با مسکن در بورس می‌تواند افزایش پیدا بکند (استیونسون[1]، ۲۰۰۰).

نظریهٔ آربیتراژ به دو صورت، عملیاتی و کاربردی می‌شود؛ رویکرد اول، بهینه‌یابی رفتار سرمایه‌گذار به‌شکل روابط اقتصاد سنجی برآورد شده، و در این رویکرد، روابط و پارامترها اثر تغییر در ویژگی دارایی‌ها را نشان می‌دهد. در این رویکرد، می‌توان اثر قیمت دارایی‌ها بر قیمت دارایی مورد بررسی را برآورد نمود. این روش برای تحلیل اثرات قیمت دارایی‌های رقیب و پیش‌بینی قیمت دارایی مورد بررسی، مناسب است. اما نکتهٔ مهمی که برای سرمایه‌گذار اهمیت دارد، کسب اطلاع درخصوص سهم بهینهٔ هر یک از دارایی‌ها است. در سبد دارایی‌ها در دوره‌های مختلف، سهم هر یک از دارایی‌ها چه‌قدر باید باشد؟ این سؤال به‌شکل کامل در نظریهٔ اولیه و تکامل یافتهٔ «مارکویتز» پاسخ داده می‌شود (سازمان اموال و املاک کوثر، ۱۳۹۸). مارکویتز فرض می‌کند که هدف سرمایه‌گذار انتخاب پرتفویی با بازده بالا نسبت به ریسک آن می‌باشد. پرتفویی که کمترین واریانس با بازده انتظاری معین دارد، «پرتفوی کارای میانگین–واریانس» نامیده می‌شود. مجموعهٔ پرتفوی کارا شامل ترکیب خطی بین دارایی بدون ریسک و دارایی ریسکی می‌باشد. برای محاسبهٔ پرتفوی و سرمایه‌گذاری بهینه، سرمایه‌گذاران نیازمند ارزیابی دقیق بازده انتظاری، واریانس و کواریانس تمام دارایی‌ها می‌باشند؛ بنابراین، بهینه‌یابی میانگین–واریانس، به تخمین بازده‌های انتظاری بسیار حساس می‌باشد. در این مدل، با برآورد ماتریس واریانس–کواریانس، وزن‌های پرتفوی بهینه برای تمام دارایی‌ها برآورد می‌شود. روش مارکویتز به‌عنوان یک روش یک‌دوره‌ای درنظر گرفته می‌شود که در شروع دوره، سرمایه‌گذار باید تصمیمی بگیرد که چگونه اوراق بهادار را سرمایه‌گذاری، و این اوراق را تا انتهای دورهٔ نگه‌داری کند. به‌طور خاص، تئوری پرتفوی مارکویتز مسأله انتخاب پرتفوی بهینه است (قلی‌زاده و طهوری‌متین، ۱۳۹۰).

تورم نسبتاً بالا موجب می‌شود خانوارها به‌منظور حفظ قدرت خرید، در بخش مسکن سرمایه‌گذاری کنند؛ زیرا این بخش در مقایسه با دارایی‌های دیگر از ریسک و بازدهی مناسب بلندمدت برخوردار است. تولید ناخالص داخلی از سمت تقاضای اقتصاد به‌عنوان شاخصی از قدرت خرید مسکن توسط افراد درنظر گرفته شده است و افزایش آن به افزایش درآمد و در نتیجه، به افزایش قیمت حقیقی مسکن منجر خواهد شد. کاهش نرخ بهره، بازار مسکن را به‌عنوان یک فرصت رقیب سرمایه‌گذاری، جذاب‌تر می‌کند. رویدادهایی ازقبیل سقوط بورس اوراق بهادار، رکود بازار طلا، پایین بودن نرخ سود اوراق مشارکت نسبت به تورم، همگی می‌توانند موجب حرکت منابع مالی به‌سمت بازار مسکن به‌عنوان یک گزینهٔ رقیب شود (نصراللهی و آزادغلامی، ۱۳۹۲). در این‌راستا باید به این نکته اشاره نمود که برعکس جریان مذکور نیز ممکن است به‌وقوع بپیوندد؛ یعنی بهبود شرایط بازار سرمایه، رونق بازار طلا، افزایش نرخ بهره یا نرخ سود اوراق مشارکت نسبت به تورم، همگی می‌توانند موجبات خروج منابع مالی از بازار مسکن را فراهم آورند (رعنایی و همکاران، ۱۳۹۶).

به‌طورکلی در رابطهٔ بین بازار مسکن و سهام دو دیدگاه تئوریکی وجود دارد؛ دیدگاه اول، اثر ثروت؛ و دیدگاه دوم، اثر قیمت–اعتبار نام دارد. دیدگاه اول بیان‌کنندهٔ کانال انتقال از بازار سهام به بازار مسکن می‌باشد.

---

[1]. Stevenson

هم ثروت کل که شامل (ثروت انسانی، دارایی‌های مالی و مسکن) و هم درآمد جاری بر مخارج مصرفی کل اثر مثبت دارند. مسکن یا ملک هم می‌توان به‌عنوان کالای سرمایه‌ای و هم کالای مصرفی درنظر گرفت، در این‌صورت خانوارها سودی را که از بازار سهام به‌دست می‌آورند به‌سمت بازار مسکن هدایت کنند یا به‌عبارت‌دیگر پرتفولیوی خود را به سمت بازار ملک سوق دهند. در حالت کلی، اثر ثروت یا اثر دیدگاه اول بر مصرف از طریق انتقال از بازار سهام به بازار ملک می‌باشد (چنگ و سیم[1]، ۲۰۰۶). دیدگاه دوم یا اثر قیمت–اعتبار بیانگر آن است که هرزمانی تغییرات در بازار اتفاق می‌افتد و این تغییرات بر منجر به تغییر در بازار سهام می‌شود، در این‌صورت بنگاه‌هایی که دارایی تجاری واقعی هستند و سود سرمایه‌ای دارند ارزش سهام آن‌ها افزایش‌یافته، در این‌صورت تقاضا بنگاه‌ها برای ساختمان و زمین برای گسترش و توسعهٔ سرمایه‌گذاری‌شان افزایش می‌یابد و قیمت دارایی آنان هم‌چنان افزایش می‌یابد؛ بنابراین این اثر به‌صورت مارپیچ‌وار هم قیمت سهام و هم قیمت دارایی‌ها را بالا می‌برد و این اثرات بازخور دائمی خواهند داشت (سیوکیس و کاپوپلوس[2]، ۲۰۰۵).

۳. پیشینه پژوهش

۱-۳. مطالعات داخلی

«تقی‌زاده» و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای با استفاده روش پانل دیتا به بررسی اثر تعدیلی توجه و مشارکت سرمایه‌گذاران بر رابطه بین بازده اولیه و واگرایی نظرات سرمایه‌گذاران شرکت‌های دارای عرضهٔ عمومی اولیه پرداخته‌اند؛ که برای این‌منظور تعداد ۱۲۴ شرکت دارای عرضهٔ اولیهٔ عمومی در دورهٔ زمانی بین سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه نشان می‌دهد درمجموع توجه سرمایه‌گذاران دارای اثر منفی بر رابطهٔ بین بازده اولیه سهام و تفاوت دیدگاه‌های سرمایه‌گذاران دارای عرضهٔ اولیهٔ عمومی سهام می‌باشد و هم‌چنین، مشارکت سرمایه‌گذاران خرد دارای اثر مثبت بر رابطهٔ بین بازده اولیه و تفاوت دیدگاه‌های سرمایه‌گذاران دارای عرضهٔ اولیه عمومی می‌باشد.

«عبدلی» و «حیدری» (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های روزانه، قیمت سهام و حجم معاملات سهام به ارزیابی دو تورش رفتاری بیش‌واکنشی و کم‌واکنشی سرمایه‌گذاران و بررسی رابطهٔ آن‌ها با تورش دیگری به‌نام رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ لغایت ۱۳۹۸ پرداخته‌اند. برای دستیابی به این هدف، از مدل «باربریز» و همکاران برای ارزیابی بیش‌واکنشی و کم‌واکنشی و از مدل «لاکونیشوک» برای بررسی رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران استفاده شده که نتایج نشان‌داد در دورهٔ مورد بررسی، بیش‌واکنشی، کم‌واکنشی و نیز رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران وجود داشته است.

«قلی‌زاده» و «نوروزی‌نژاد» (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با استفاده از روش DSGE و داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰ رابطهٔ بین قیمت مسکن و سیکل‌های تجاری در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهندهٔ هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری‌های تجاری تحت‌تأثیر پویایی‌های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. هم‌چنین نتایج نشان‌دهندهٔ این موضوع است که لحاظ کردن قیمت مسکن به‌عنوان یک دارایی وثیقه‌ای می‌تواند به‌عنوان

---

[1]. Change and Sim
[2]. Siokis and Kapopoulos

عاملی برای افزایش ارزش دارایی بنگاه‌ها و به‌تبع آن استقراض و سرمایه‌گذاری‌های آتی شود که منجر به هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری و نوسانات اقتصادی در کشور می‌شود.

«سزاوار» و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی هم‌بستگی شرطی میان بازارهای سهام، طلا، ارز، مسکن و نفت در اقتصاد ایران برای دورهٔ زمانی (۱۳۷۱–۱۳۹۵) با استفاده از (DCC-GARCH)»، به این نتایج دست‌یافتند که هم‌بستگی شرطی کمّی میان بازدهی ارز و مسکن وجود دارد و هم‌بستگی شرطی بالایی میان بازدهی طلا و ارز مشاهده می‌شود.

«مرادی» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با استفاده از روش تبدیل موجک و طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۵، سرایت میان بازار دارایی‌ها شامل: مسکن، سهام، ارز، طلا و نیز حوزهٔ بانکی در اقتصاد ایران را برمبنای بازدهی دارایی‌ها در قالب هم‌حرکتی یا هم‌بستگی و علّیت مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از هم‌حرکتی و اختلاف فاز موجک حاکی است که بازدهی ناشی از رشد قیمت در بازار مسکن عمدتاً در کوتاه‌مدت با بازارهای ارز و سهام دارای هم‌حرکتی و هم‌فاز بوده و جهت علّیت از نرخ ارز به‌طرف بازار مسکن و از بازار مسکن به‌طرف بازار سهام است؛ هم‌چنین براساس نتایج هم‌حرکتی و اخلاف فاز، افزایش نرخ ارز و کاهش نرخ سود بانکی در کوتاه‌مدت علت افزایش نرخ بازدهی بازار سهام می‌باشد و علاوه‌بر این افزایش نرخ سود بانکی علت کاهش نرخ ارز می‌شود.

«دزفولی‌نژاد» (۱۳۹۷)، در پژوهشی تحت عنوان «بررسی تأثیر متقابل قیمت مسکن و نوسانات سهام بورس برای دورهٔ زمانی (۱۳۷۶–۱۳۹۶) با استفاده از مدل‌های VAR و MGARCH»، به این نتیجه دست‌یافت که رابطهٔ قوی و معناداری بین نرخ رشد قیمت این دو بازار وجود ندارد، اما واریانس این دو متغیر رابطهٔ معناداری باهم دارند.

«کردشولی» و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان «شبیه‌سازی اثرات نوسانان دارایی‌های رقیب سهام بر قیمت مسکن و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد سیستمی با استفاده از مدل شبیه‌سازی» به این نتایج دست‌یافتند که تغییرات قیمت نرخ ارز و طلا به‌عنوان دارایی‌های جایگزین سهام بر شاخص کل بورس اثرات معکوس دارند، ازآنجاکه اقتصاد ایران مبتنی‌بر درآمد نفت است زمانی‌که قیمت جهانی نفت افزایش‌یافته، قیمت مسکن هم افزایش‌یافته و درنتیجه، در بلندمدت شاخص کل بورس هم رشد پیدا می‌کند.

«پریور» و «حسنی» (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «ارزیابی پویایی‌های بازار ارز، بازار مسکن و بازار سهام در ایران، با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره برای دورهٔ زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اردیبهشت ۱۳۹۵» به این نتایج دست‌یافتند که بازده سایر بازارها بر بازار مسکن اثر معنی‌داری وجود ندارد، اما بازده بازار سهام اثر منفی بر بازده بازار ارز دارد؛ هم‌چنین بازده بازار مسکن اثر منفی بر بازده بازار ارز دارد. در این پژوهش اثر نوسانات هم‌زمان بین بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن بررسی‌شده است. که به این نتایج دست‌یافتند که هیچ‌یک از بازارها مستقل از یک‌دیگر نیستند، نوسان در یک بازار علاوه‌بر تأثیر بر خود بازار بر بازارهای دیگر هم اثرگذار است.

«فلاحی» و همکاران (۱۳۹۳) در مقالهٔ خود به بررسی هم‌بستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران پرداختند و برای انجام پژوهش خود از روش هم‌بستگی شرطی پویا برای بررسی ساختار هم‌بستگی در داده‌های

روزانهٔ بازدهی‌های نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکهٔ طلا طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۰ استفاده نمودند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها حاکی از وجود هم‌بستگی شرطی کم بین بازده شاخص بازار سهام با نرخ ارز و سکه طلا می‌باشد. درنهایت برای تعیین این‌که کدام‌یک از بازارهای ارز، طلا یا سهام برای سرمایه‌گذاری مناسب است از نتایج مدل DCC برای حل مسأله بهینه‌سازی سبد دارایی مارکوویتز استفاده نمودند؛ نتایج حاصل از بهینه‌سازی نشان‌داد که بهتر است بخش قابل‌توجهی از دارایی قابل سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری در بازار سهام اختصاص یابد.

«بازوکی» و همکاران (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی میزان هم‌بستگی نرخ ارزهای قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران برای دورهٔ زمانی (۱۳۸۳-۱۳۸۹)»، با استفاده از روش تبدیل موجک به این نتایج دست‌یافتند که هم‌بستگی بین متغیرها در بازه‌های زمانی مختلف متفاوت است در برخی از بازه‌های زمانی هم‌بستگی معناداری بین متغیرها وجود دارد.

«قلی‌زاده» و «بختیاری‌پور» (۱۳۹۱) در مقاله‌ای برمبنای داده‌های فصلی دورهٔ ۱۳۷۰-۸۶ و با استفاده از روش ARDL، تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر قیمت مسکن را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از برآوردها بیانگر آن است که، رابطهٔ مثبت و معنی‌داری بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت وجود دارد و هم‌چنین رابطهٔ علّی یک‌طرفه ازطرف تسهیلات به قیمت مسکن برقرار می‌باشد. کشش‌های برآورد شده، حکایت از تفاوت میزان اثرگذاری متغیرها در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت دارد؛ با این‌وجود افزایش تقاضا ازطریق رشد جمعیت اثر شدیدتری بر قیمت مسکن خواهد داشت و در مقابل مؤثرترین سیاست جهت فایق آمدن بر رکود بخش مسکن توسعهٔ تسهیلات اعتباری می‌باشد.

«قلی‌زاده» و «طهوری‌متین» (۱۳۹۰) در مقاله‌ای تحت عنوان «انتخاب سبد دارایی‌ها در دورهٔ رکود و رونق مسکن، با به‌کارگیری مدل میانگین-واریانس و با استفاده از داده‌های سری زمانی سهام، ارز، سکه، سپردهٔ بانکی، اوراق مشارکت و مسکن طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳۷۰» موضوع را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد مسکن دارایی مهمی در سبد دارایی در دورهٔ رونق قیمت مسکن می‌باشد که موجب انتقال مرز کارآیی خواهد شد.

«زارع» و «رضایی» (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری تأثیر سه بازار ارز، سکه و مسکن بر شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ فصل اول سال ۱۳۷۴ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان‌داد که شاخص قیمت مسکن و قیمت سکه دارای تأثیر مثبت و متغیر نرخ ارز تأثیر منفی بر شاخص قیمت سهام دارند؛ هم‌چنین برآورد الگوی تصحیح خطا بیانگر این است که حدود ۴۳٪ از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

۲-۳. مطالعات خارجی

«کونگ» و همکاران[1] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای اثر افزایش قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام برای دورهٔ زمانی (۲۰۰۰-۲۰۱۶) را براساس روش متغیرهای ابزاری (IV)[2] و استفاده از داده‌های پرسش‌نامه‌ای، داده‌های خرد بخش مسکن و داده‌های سهام، بررسی کردند. آن‌ها به این نتایج دست‌یافتند که افزایش غیرمنتظرهٔ ثروت مسکن، مشارکت خانوارها را در بازار سهام افزایش می‌دهد و هم‌چنین اثر ثروت مسکن محدودیت نقدینگی خانوارها را کاهش می‌دهد و بنابراین آن‌ها را تشویق به سرمایه‌گذاری در سهام می‌کند؛ درنهایت این تأثیر ثروت مسکن بر بازار سهام در بین جوانان و کارکنان دولتی مشهود است.

«لیو»[3] (۲۰۲۰) در پژوهشی با استفاده از داده‌های پرسش‌نامه‌ای خانوارها در سال ۲۰۱۳ و روش «هکمن» تأثیر سرمایه‌گذاری مسکن بر مشارکت در بازار سهام آمریکا را مورد ارزیابی قرار داده است. نتایج نشان‌داد که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، مشارکت خانوارها در بازار سهام را کاهش می‌دهد. این مطالعه نشان می‌دهد که رشد بازار مسکن به‌دلیل کمبود سواد مالی خانوارها و عملکرد کم انتظار در بازار سهام منجر به توسعهٔ بازار سهام نخواهد شد.

«گوکمن‌اوغلو» و «حسامی»[4] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با استفاده از روش VECM به بررسی رابطهٔ بلندمدت بین قیمت مسکن و شاخص بازار سهام آلمان برای دورهٔ ۲۰۰۵-۲۰۱۷ پرداختند. نتایج نشان‌دهندهٔ رابطهٔ بلندمدت بین قیمت سهام و قیمت مسکن است و قیمت مسکن تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص بازار سهام دارد.

«علی» و «زمان»[5] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پانل ضرایب متغیر به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر شاخص سهام در ۲۲ کشور اتحادیهٔ اروپا پرداختند. آنان از داده‌های ماهیانه بازهٔ زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ استفاده نمودند. نتایج نشان‌داد که در میان ۱۵ کشور قیمت مسکن تأثیر منفی بر شاخص سهام دارد؛ هم‌چنین در ۵ کشور تأثیر مثبت قیمت مسکن بر شاخص سهام ارزیابی گردیده است و در دو کشور نیز اثر معنی‌داری بین این دو متغیر شناسایی نشده است.

«چن» و «ژی»[6] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های خانوارها طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳ اثر قیمت مسکن بر مشارکت در بازار سهام چین مورد ارزیابی قرار دادند. آنان برای ارزیابی این موضوع از روش معادلات ساختاری استفاده نمودند. نتایج نشان‌داد که قیمت مسکن تأثیر منفی بر مشارکت در بازار سهام دارد.

«بطینه» و «المالکی»[7] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای ارتباط بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن را در عربستان صعودی بررسی کردند. آن‌ها در مقالهٔ خود از اطلاعات سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲ استفاده نمودند. آن‌ها برای این‌کار از آزمون علیت گرنجری تابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان‌داد که شاخص قیمت سهام و نرخ رشد اقتصادی نقش بزرگی در تعیین قیمت مسکن دارند. نتایج آزمون علّیت گرنجری

---

1. Kong and et al.
2. Instrumental Variable
3. Liu
4. Gokmenoglu & Hesami
5. Ali & Zaman
6. Chen & Ji
7. Batayneh & Al-Malki

نشان‌داد که شاخص قیمت سهام و نرخ رشد دارای یک تأثیر کم روی قیمت مسکن است و نتایج حاصل از واکنش آنی نشان می‌دهد که بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن یک ارتباط منفی وجود دارد و رشد اقتصادی و قیمت مسکن دارای ارتباط مثبت هستند. نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس نشان می‌دهد که قیمت شاخص سهام مهم‌ترین متغیری است که می‌تواند نوسانات قیمت مسکن را توضیح دهد.

«یوان» و همکاران[1] (۲۰۱۴) در پژوهشی با استفاده ازروش پانل دیتا اثرات قیمت سهام بر قیمت مسکن را با داده‌های پانلی ۲۸ منطقه در چین مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها بدین‌منظور از داده‌های فصلی بازهٔ زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ استفاده نمودند. نتایج نشان‌داد که قیمت سهام در بلندمدت اثرات مثبت در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارد.

«داویدوف»[2] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر متغیرهای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت زمین بر قیمت زمین با استفاده از مدل علّیت گرنجری» به این نتایج دست‌یافتند که قیمت زمین به متغیرهای کلان اقتصادی حساسیت بیشتری نشان خواهد داد. ازآنجاکه قیمت مسکن نسبت به دستمزدها کشش بزرگ دارد، اما قیمت مسکن بر ارزش سهام کشش منفی و درنهایت قیمت مسکن به نرخ بهرهٔ واقعی کشش منفی و کوچکی دارد.

۳-۳. جنبهٔ نوآوری پژوهش

با عنایت به پشتوانهٔ نظری و تجربی، می‌توان اظهار داشت که بازار سهام و مسکن می‌توانند به‌عنوان گزینه‌های سرمایه‌گذاری درنظر گرفته شود، هم سهام و هم مسکن اغلب دارایی‌های مهم در پرتفوی سرمایه‌گذاران هستند. ادبیات اقتصادی نشان‌داد که بین قیمت مسکن و مشارکت در بازار سهام ارتباط وجود دارد. براساس بررسی‌های به‌عمل آمده، اثرات قیمت مسکن بر مشارکت در بازار سهام نامتقارن بوده و لازم است که با روش‌های نامتقارن مورد ارزیابی قرار گیرد؛ بنابراین پژوهش حاضر دارای حداقل دو نوآوری علمی مشخص و تمایز با مطالعات دیگر می‌باشد؛ ۱- برآورد اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر مشارکت در بورس اوراق بهادار تهران، ۲- استفاده از روش نامتقارن رگرسیون کوانتایل برای بررسی مدل مشارکت در بازار سهام ایران.

٤. روش‌شناسی پژوهش

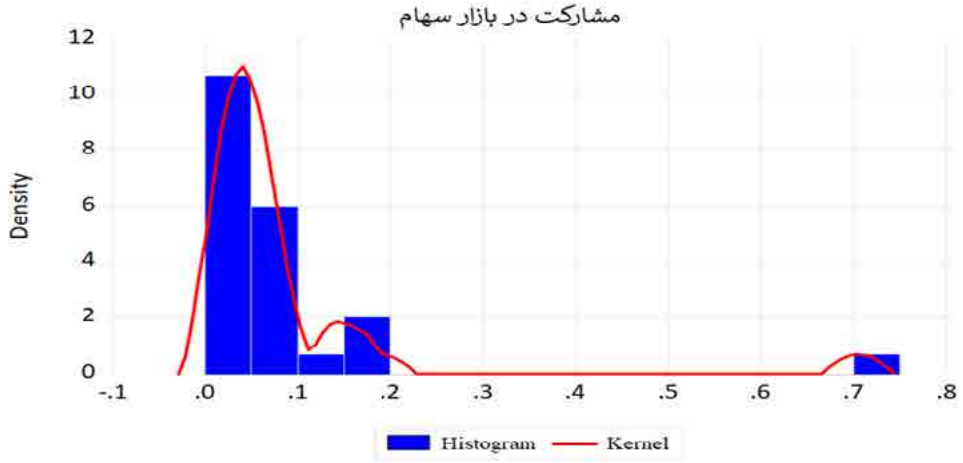
رگرسیون کوانتایل براساس یک تابع زیان متقارن و نامتقارن است و مشابه برآورد پارامترها در رگرسیون حداقل مربعات محاسبه می‌شود. این مدل که توسط «کونکر» و «باست» در سال ۱۹۷۸م. معرفی گردید؛ به‌تدریج به روش جامعی برای تجزیه و تحلیل آماری مدل‌های خطی و غیرخطی متغیر پاسخ، در زمینه‌های مختلف تبدیل گردید. انگیزهٔ اصلی به‌کارگیری رگرسیون کوانتایل این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ،

---

[1]. Yuan et al.
[2]. Davidof

مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل نه‌تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع، به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد، بدون این‌که با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی، واریانس ناهم‌سانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب روبه‌رو باشیم. در رگرسیون کوانتایل برخلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقی‌مانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن «روش حداقل قدرمطلق انحرافات یا LAD» گفته می‌شود (کونکر[1]، ۲۰۰۵)؛ بنابراین، در این پژوهش، از مدل رگرسیون کوانتایل سری زمانی برای بررسی اثرات نامتقارن تغییرات قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران استفاده شده، زیرا امکان اثرگذاری متغیرهای مستقل را در تمام قسمت‌های توزیع متغیر مشارکت در بازار سهام ایران، به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی را فراهم می‌کند.

در نمودار ۱، هیستوگرام و تابع چگالی کرنل مربوط به متغیر وابسته (مشارکت در بازار سهام ایران) آورده شده است که محور عمودی میزان چگالی متغیر مشارکت در بازار سهام بوده و محور افقی، مقادیر مربوط به متغیر مشارکت در بازار سهام ایران را نشان می‌دهد؛ همان‌طورکه نمودار (۱) نشان می‌دهد، متغیر مشارکت در بازار سهام ایران به‌سمت راست چولگی داشته و بیشترین مقادیر متغیر مشارکت در بازار سهام ایران در قسمت ابتدایی توزیع با چگالی بالا قرار داشته و دارای نقاط دور افتاده (غیر نرمال) حائز اهمیت است؛ بنابراین به توجه به ماهیت چولگی متغیر مشارکت در بازار سهام ایران و توضیحات مربوط به مبانی رگرسیون کوانتایل در بالا، استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای بررسی عوامل مؤثر بر متغیر مشارکت در بازار سهام مناسب نخواهد بود؛ بنابراین، استفاده از رگرسیون کوانتایل ترجیح داده می‌شود و الگوی پژوهش براساس این روش برآورد شده است.



نمودار ۱: توزیع چگالی متغیر مشارکت در بازار سهام ایران

Fig.1: Density distribution of participation stock market variable in the Iran

تعریف کلی از رگرسیون کوانتایل بدین‌صورت است که فرض می‌شود مدل رگرسیون خطی به‌صورت معادلهٔ زیر باشد:

$$Y_i = \theta(\tau)x_i + \alpha + e_t(\tau) \quad , \quad Q_{e_t(\tau)}(\tau \mid x_i) = 0 \qquad (۱)$$

آن‌گاه کوانتایل شرطی Θام توزیع y به شرط متغیرهای تصادفی X به‌صورت زیر است:

[1]. Koenker

$$Q_{y_i}(\tau \mid x_i) = \alpha + \theta(\tau) x_i \quad , \quad i = 1,2,...,n \qquad (۲)$$

که در آن $\theta(\tau) = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_k)$ و $x = (1, x_1, ..., x_k)$ به‌ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و $e_t(\tau)$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشدنی است. براساس روش کونکر (۲۰۰۵)، عرض از مبدأ (α) و ضرایب $\theta(\tau)$ برای هر کوانتایل به‌صورت زیر برآورد می‌گردند:

$$(\bar{\theta}, \bar{\alpha}) = \arg\min_{(\theta,\alpha)} \sum_{k=1}^{q} \sum_{t=1}^{T} \rho_{\tau_k} \left[Y_t - \theta(\tau_k) X_t - \alpha \right] \qquad (۳)$$

که، $\rho_\tau(e) = e\left[\tau - I(e \prec 0)\right]$ و $I(.)$ تابع مقیاس می‌باشد. بررسی این اثرات از طریق رگرسیون چندکی می‌تواند دیدگاه دقیق‌تری از رابطهٔ تصادفی بین متغیرها فراهم آورد و بنابراین تحلیل تجربی آگاهی بخشی را ارائه می‌دهد (داوینو و همکاران[1]، ۲۰۱۴).

۱-٤. معرفی مدل و متغیرهای پژوهش

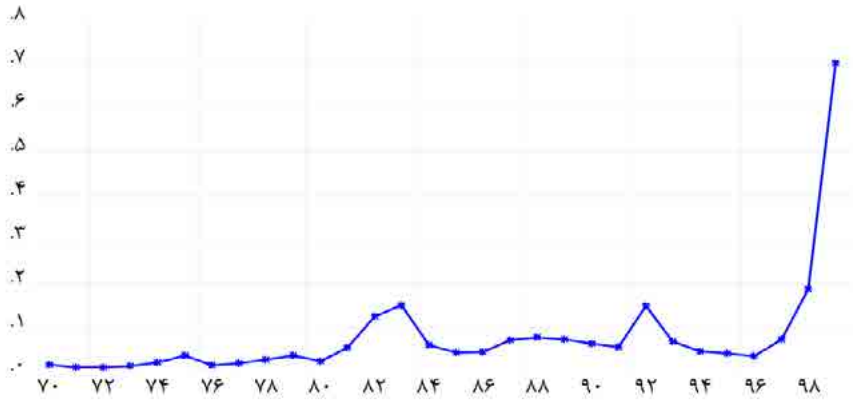
در این پژوهش با توجه به نتایج مطالعات پیشین و ساختار اقتصاد ایران، سعی می‌گردد مدل تعدیل‌شده‌ای ارائه شود که با شرایط اقتصاد ایران هماهنگی داشته باشد؛ بنابراین، الگوی تصریح‌شده برآوردی براساس روش کوانتایل، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$q(SD_t \mid \varphi_t) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} LSTOCK_t + \alpha_{2t} LPG_t + \alpha_{3t} LEXCH_t + \alpha_{4t} LPH_t + \alpha_{5t} LGDPP_t + \alpha_{6t} INT + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که، $q(SD_t \mid \varphi_t)$ کوانتایل شرطی مشارکت در بازار سهام در زمان t و φ_t شامل اطلاعات مورد در زمان t است. هم‌چنین در رگرسیون بالا؛ LSTOCK لگاریتم شاخص بازار سهام، LPG لگاریتم قیمت طلا، LEXCH لگاریتم نرخ ارز غیررسمی، LPH لگاریتم قیمت مسکن، LGDPP لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و INT نرخ بهره است. دورهٔ زمانی این پژوهش سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ می‌باشد.

متغیر وابسته در این پژوهش، میزان مشارکت در بازار سهام در ایران می‌باشد که:

مشارکت در بازار سهام = ارزش کل معاملات بازار سهام تقسیم بر تولید ناخالص داخلی



نمودار ۲: روند تغییرات متغیر مشارکت در بازار سهام ایران

Fig.2: The trend of changes in participation stock market variable in the Iran

[1]. Davino et al.

براساس نمودار ۲، مشخص است که روند تغییرات مشارکت در بازار سهام ایران از ابتدای دوره تا سال ۹۷، تقریباً یک روند با ثباتی داشته و به‌غیر از سال‌های ۸۲، ۸۳ و ۹۲ که مشارکت در بازار سهام افزایش پیدا کرده، در بقیهٔ سال‌های موردنظر میزان مشارکت در بازار سهام آن‌چنان زیاد نبوده است؛ همان‌طورکه نمودار نشان می‌دهد، بعد از سال ۹۷، میزان مشارکت در بازار سهام افزایش زیادی داشته و در سال ۹۹ به بیشترین مقدار خودش رسیده که در سال ۹۹ ارزش کل معاملات بازار سهام به ۰/۷ تولید ناخالص داخلی رسیده است.

با توجه به مطالعات پژوهش، شرح متغیرها و علامت انتظاری ضرایب متغیرها به صورت جدول ۱ است:

جدول ۱: شرح متغیرها و علامت انتظاری ضرایب

Tab.1: Description of variables and expected sign of coefficients

متغیر	نماد	نحوهٔ محاسبه	علامت انتظاری	مبنا علامت انتظاری بر اساس مطالعات	منبع داده‌ها
لگاریتم شاخص بازار سهام	LSTOCK	شاخص قیمت و بازده نقدی بازار سهام	+	لیو (۲۰۲۰)؛ حسن‌نژاد و شمس (۱۳۹۵)؛ و پریور و حسنی (۱۳۹۵)	بانک مرکزی
لگاریتم قیمت طلا	LPG	قیمت سالانه طلا	-	سزاوار و همکاران (۱۳۹۸)؛ مرادی و همکاران (۱۳۹۷)	بانک مرکزی
لگاریتم نرخ ارز	LEXCH	نرخ ارز غیر رسمی سالانه	-	سزاوار و همکاران (۱۳۹۸؛ مرادی و همکاران (۱۳۹۷)؛ و فلاحی و همکاران (۱۳۹۳)	بانک مرکزی
لگاریتم قیمت مسکن	LPH	متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی	-	چن و ژی (۲۰۱۷)؛ کونگ و همکاران (۲۰۲۱)؛ و دزفولی‌نژاد (۱۳۹۷)	مرکز آمار
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDPP	تولید ناخالص داخلی تقسیم بر جمعیت	+	وستمن (۲۰۱۹)؛ و آبل و همکاران (۲۰۱۳)	بانک مرکزی
نرخ بهره	INT	نرخ سود سپرده یکساله	-	سزاوار و همکاران (۱۳۹۸)؛ رعنایی و همکاران (۱۳۹۶)؛ و کردشولی و همکاران (۱۳۹۶)	بانک مرکزی
مشارکت در بازار سهام	SD	ارزش کل معاملات بازار سهام تقسیم بر تولید ناخالص داخلی	NA	-	بانک مرکزی

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵- یافته‌های پژوهش

در جدول ۲، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش آورده شده است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

Tab.2: Descriptive statistics of research variables

متغیرها	مشارکت در بازار سهام	شاخص سهام	قیمت هر گرم طلا (ریال)	نرخ ارز غیررسمی (ریال)	تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیون ریال)	قیمت هر متر مربع مسکن (میلیون ریال)	نرخ بهره
میانگین	۰/۰۷	۸۵۹۳۴	۱۲۶۵۸۸۹	۲۷۰۹۶	۱۰۰	۱۴/۸	۰/۱۴
ماکزیمم	۰/۷۰	۱۳۰۷۸۹۸	۱۴۲۸۵۶۰۵	۲۲۹۹۴۹	۵۲۵	۱۲۸	۰/۲۳
مینیمم	۰/۰۰۹	۴۰۳	۱۸۱۵۱	۱۴۲۰	۱/۳	۰/۲۱	۰/۰۹
انحراف‌معیار	۰/۱۲	۲۵۰۴۷۳	۲۸۳۸۸۳۲	۴۷۸۵۸	۱/۳۵	۲۶/۲	۰/۰۲
جارک برا	۵۱۹/۴۹	۴۷۲/۷۶	۲۸۳/۷۵	۱۶۰/۹۷	۱۹/۴۹	۱۶۹/۰۸	۸/۱۳
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۷

(منبع: یافته‌های پژوهش).

متغیر مشارکت در بازار سهام ایران به طور میانگین برابر ۰/۰۷ یا ۷٪ ارزش معاملات بازار سهام نسبت به تولید ناخالص داخلی بوده است. بیشترین و کمترین مقدار آن به‌ترتیب برابر ۷۰ و ۰/۰۹٪ ارزش معاملات بازار سهام نسبت به تولید ناخالص داخلی بوده و پراکندگی مشارکت در بازار سهام حول میانگین برابر ۱۲٪ است. آمارهٔ «جارک‌برا» نشان می‌دهد که متغیر مشارکت در بازار سهام غیرنرمال می‌باشد. در طول دورهٔ مورد بررسی شاخص سهام به‌طور میانگین برابر ۸۵۹۳۴ بوده و کمترین و بیشترین مقدار آن به‌ترتیب برابر ۴۰۳ و ۱۳۰۷۸۹۸ بوده است. انحراف معیار شاخص سهام برابر ۲۵۰۴۷۳ می‌باشد و براساس آمارهٔ جارک‌برا شاخص سهام از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. براساس جدول (۲)، قیمت هر گرم طلا به‌طور میانگین برابر ۱۲۶۵۸۸۹ ریال بوده و ۱۸۱۵۱ ریال و ۱۴۲۸۵۶۰۵ ریال به‌ترتیب کمترین و بیشترین مقدار قیمت طلا بوده است. انحراف معیار آن برابر ۲۸۳۸۸۳۲ ریال بوده و آمارهٔ جارک‌برا نشان می‌دهد که متغیر قیمت طلا غیرنرمال است. مقدار نرخ ارز غیررسمی و نرخ بهره به‌طور میانگین و به‌ترتیب برابر ۲۷۰۹۶ ریال و ۱۴٪ بوده است. بیشترین و کمترین مقدار نرخ ارز غیررسمی برابر ۲۲۹۹۴۹ و ۱۴۲۰ ریال و بیشترین و کمترین مقدار نرخ بهره برابر ۲۳ و ۹٪ در طول دورهٔ مورد بررسی بوده است. پراکندگی نرخ ارز غیررسمی و نرخ بهره حول میانگین به‌ترتیب برابر ۴۷۸۵۸ ریال و ۲٪ و هر دو متغیر غیرنرمال هستند. از دیگر متغیرهای پژوهش می‌توان به تولید ناخالص داخلی سرانه و قیمت هر متر مربع مسکن اشاره کرد که به‌طور میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه برابر ۱۰۰ میلیون ریال و میانگین قیمت هر متر مربع مسکن برابر ۱۴/۸ میلیون ریال است. بیشترین و کمترین مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه برابر ۵۲۵ و ۱/۳ میلیون ریال و بیشترین و کمترین مقدار قیمت هر متر مربع مسکن برابر ۱۲۸ و ۰/۲۱ میلیون ریال است. پراکندگی حول میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه و قیمت هر متر مربع مسکن به‌ترتیب برابر ۱/۳۵ و ۲۶/۲ میلیون ریال می‌باشد و هر دو متغیر بر اساس آمارهٔ جارک‌برا از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند.

در این پژوهش برای آزمون مانایی متغیرها از آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس–پرون استفاده شده که نتایج این آزمون‌ها در جدول ۳، آورده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی متغیرها

Tab.3: Unit root test of variables results

متغیرها	فرآیند آزمون	آمارهٔ دیکی – فولر تعمیم‌یافته	مانایی	آمارهٔ فیلیپس – پرون	مانایی
SD	سطح	-۰/۲۷	نامانا	-۰/۰۵	نامانا
	یک تفاضل	-۳/۹۴**	مانا	-۲/۹۴**	مانا
LEXCH	سطح	۱/۱۷	نامانا	-۰/۴۹	نامانا
	یک تفاضل	-۳/۸۰**	مانا	-۳/۶۹***	مانا
LGDPP	سطح	-۳/۸۰**	مانا	-۲/۳۴	نامانا
	تفاضل	–	–	-۴/۰۶**	مانا
LPG	سطح	-۰/۴۰	نامانا	-۰/۷۹	نامانا
	یک تفاضل	-۳/۴۷**	مانا	-۳/۶۲**	مانا
LSTOCK	سطح	-۰/۸۰	نامانا	-۱/۴۲	نامانا
	یک تفاضل	-۳/۴۱**	مانا	-۳/۳۶**	مانا

LPH	سطح	-۳/۴۵*	نامانا	-۲/۲۵	نامانا
	یک تفاضل	-۴/۴۴***	مانا	-۴/۱۷**	مانا
INT	سطح	-۳/۷۳**	مانا	-۲/۵۱	نامانا
	تفاضل	-	-	-۴/۸۳***	مانا

(منبع: یافته‌های پژوهش).

یادداشت: ***، **و * معنی‌داری در سطح به ترتیب ۱، ۵ و ۱۰٪ می‌باشد.

براساس نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس-پرون، متغیرهای مشارکت در بازار سهام (SD)، لگاریتم نرخ ارز غیررسمی (LEXCH)، لگاریتم قیمت طلا (LPG) و لگاریتم شاخص بازار سهام (LSTOCK) و لگاریتم قیمت مسکن (LPH) با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده، ولی متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (LGDPP) و نرخ بهره (INT) براساس آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح مانا شده و براساس آزمون فیلیپس-پرون با یک تفاضل مانا شده‌اند. از آن‌جایی‌که برخی از متغیرهای پژوهش در سطح مانا و برخی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود هم‌جمعی اطمینان حاصل شود که نتایج آزمون هم‌جمعی کرانه‌های باند در جدول ۴، آورده شده است:

جدول ٤: نتایج آزمون باند

Tab.4: Bond test results

آزمون هم‌جمعی باند				
نوع آزمون	**آمارهٔ F**	**مقادیر بحرانی باند**		
		سطح اطمینان	I(0)	I(1)
باند	۳/۳۲	٪ ۱۰	۱/۹۹	۲/۹۴
		٪ ۵	۲/۲۷	۳/۲۸
		٪ ۲/۵	۲/۵۵	۳/۶۱
		٪ ۱	۲/۸۸	۳/۹۹

(منبع: یافته‌های پژوهش).

نتایج آزمون هم‌جمعی در سطح خطای ۵٪، بیان‌گر رد فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم هم‌جمعی در آزمون باند است؛ بنابراین هم‌جمعی در مدل برآوردی پذیرفته می‌شود. در ادامه با استفاده از رگرسیون کوانتایل مدل پژوهش برآورد شده است.

۱-۵- نتایج برازش رگرسیون کوانتایل

همان‌طورکه در بخش روش پژوهش توضیح داده شد، برای بررسی اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. نتایج مدل برآوردی در جدول ۵، آورده شده است.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل

Tab.5: Model estimation results

متغیر / کوانتایل		Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
INT	ضریب	-۰/۱۸۸	-۰/۰۲۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۹	-۰/۲۰۵	-۰/۲۸	-۰/۴۷۴	۰/۳۳۵ -	۰/۷۴۲ -
	احتمال	۰/۰۴۴	۰/۰۴۳	۰/۰۰۵	۰/۰۴۷	۰/۰۳۶	۰/۰۰۷	۰/۰۳۵	۰/۰۰۴	۰/۰۵۲
LEXCH	ضریب	-۰/۱۵۲	-۰/۰۹۸	-۰/۰۶۶	-۰/۰۶۰	-۰/۰۲۲	-۰/۰۵	-۰/۱۸۹	۰/۴۲۸ -	۰/۲۲۹ -
	احتمال	۰/۰۵۰	۰/۰۳۸	۰/۰۴۵	۰/۰۰۳	۰/۰۴۹	۰/۰۳۵	۰/۰۴۹	۰/۰۲۶	۰/۰۲۹
LGDPP	ضریب	۰/۰۶۰	۰/۰۵۷	۰/۰۲۴	۰/۰۰۴	۰/۰۵۷	۰/۱۰۹	۰/۲۸۰	۰/۵۶۸	۰/۵۲۳
	احتمال	۰/۰۴۵	۰/۰۰۳	۰/۰۳۸	۰/۰۴۵	۰/۰۰۷	۰/۰۲۱	۰/۰۰۷	۰/۰۳۲	۰/۰۹۰
LPG	ضریب	-۰/۰۷۳	-۰/۰۲۲	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۵	-۰/۰۳۱	۰/۰۵۳ -	-۰/۰۳۶	۰/۰۱۵ -	۰/۱۰۲ -
	احتمال	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۵۴	۰/۸۷۵	۰/۰۳۸
LPH	ضریب	-۰/۰۳۱	-۰/۰۲۱	-۰/۰۲۹	-۰/۰۵۵	-۰/۰۷۸	۰/۰۴۴ -	-۰/۱۱۲	۰/۱۶۶ -	۰/۱۶۴ -
	احتمال	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۵۷	۰/۰۰۷	۰/۰۳۰
LSTOCK	ضریب	۰/۱۳۵	۰/۰۶۰	۰/۱۲۷	۰/۱۳۵	۰/۱۸۳	۰/۱۴۴	۰/۱۱۸	۰/۱۸۶	۰/۱۹۰
	احتمال	۰/۰۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۹۱	۰/۰۶۴	۰/۰۲۸	۰/۰۴۰
C	ضریب	۰/۲۲۷	۰/۰۱۲	۰/۲۲۴	۰/۲۳۷	۰/۳۸۷	۰/۳۱۳	۰/۳۵۲	۰/۶۹۸	۰/۵۳۰
	احتمال	۰/۶۴۲	۰/۹۷۷	۰/۱۱۲	۰/۰۷۸	۰/۰۱۲	۰/۳۹۸	۰/۱۹۵	۰/۰۳۴	۰/۳۳۸

(منبع: یافته‌های پژوهش).

نتایج برآورد مدل در کوانتایل‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که قدرمطلق کشش ارزی مشارکت در بازار سهام کوچک‌تر از ۱ بوده و منفی می‌باشد؛ یعنی افزایش نرخ ارز باعث می‌شود مشارکت در بازار سهام کاهش یابد (سازگار با نتایج مطالعات: سزاوار و همکاران، ۱۳۹۸؛ دزفولی‌نژاد، ۱۳۹۷؛ و مرادی و همکاران، ۱۳۹۷) که این کاهش در کوانتایل‌های اولی و آخری بیشتر است. تغییرات نرخ ارز بر هزینه‌های خانوارها، بنگاه‌ها و دولت اثر می‌گذارد؛ هم‌چنین نوسانات نرخ ارز الزاماتی برای سیستم مالی یک کشور به‌خصوص بازار سهام به‌دنبال دارد. سه رویداد (بحران‌های پولی آسیا، ظهور نرخ ارز شناور در اوایل دهۀ ۱۹۷۰ و اصلاحات بازار مالی در اوایل دهۀ ۱۹۹۰) اقتصاددانان مالی را وادار به تعیین پیوند بین بازار ارز و بازار سهام ساخته است؛ هم‌چنین، بین‌المللی کردن بازارهای سرمایه منجر به جریان مبالغ کلان سرمایه بین کشورها شده که این امر سرمایه‌گذاران و بنگاه‌ها را به مطالعۀ نوسان نرخ ارز و اثر آن روی نوسان بازار سهام علاقه‌مند کرده است. از آن‌جایی‌که بازار ارز یک بازار جایگزین برای بازار سرمایه می‌باشد، بنابراین اثر منفی نرخ ارز بر میزان مشارکت در بازار سهام منطقی و موافق با تئوری‌های اقتصادی است. با توجه به نتایج، کشش مشارکت در بازار سهام نسبت به درآمد سرانه در کوانتایل‌های مورد بررسی مثبت بوده (سازگار با نتایج مطالعات: وستمن، ۲۰۱۹؛ و آبل و همکاران، ۲۰۱۳) که

کشش مشارکت در بازار سهام نسب به درآمد سرانه برآوردی در دهک‌های پایین و دهک‌های بالا بیشتر بوده؛ یعنی شدت مشارکت در بازار سهام در بین افراد با دهک‌های پایین و با دهک‌های بالا بیشتر بوده است. قیمت جهانی طلا نیز به‌عنوان متغیری با اهمیت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی است؛ اگرچه این نقش به مرور زمان تا حدودی تقلیل یافته است، تبیین چنین رابطه‌ای راهنمای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است. از آنجایی‌که بازار طلا به‌عنوان بازار موازی بازار سرمایه مطرح بوده، هرچه قیمت طلا در این بازار بیشتر باشد، بخش زیادی از سرمایهٔ مردم به سمت این بازار سرازیر شده و این عمل اثر منفی بر بازار سرمایه خواهد داشت. نتایج نشان می‌دهد که کشش مشارکت در بازار سهام نسبت به قیمت طلا منفی بوده و با افزایش قیمت طلا، مشارکت در بازار سهام کاهش می‌یابد (سازگار با نتایج مطالعات: سزاوار و همکاران، ۱۳۹۸؛ مرادی و همکاران، ۱۳۹۷). قدرمطلق کشش مشارکت در بازار سهام نسبت به قیمت طلا در دهک اول و آخر بیشتر از دهک‌های دیگر بوده که با واقعیت‌های اقتصاد ایران سازگار است.

شاخص قیمت سهام (شاخص کل سهام) اثر مثبت بر مشارکت در بازار سهام در دهک‌های مختلف داشته که هرچه به‌سمت دهک‌های بالایی حرکت کنیم، این اثر شاخص قیمت سهام کل بازار بیشتر شده است. از متغیرهای دیگر اثرگذار بر میزان مشارکت در بازار سهام، قیمت مسکن بوده که در کوانتایل‌های مختلف، اثر منفی بر میزان مشارکت در بازار سهام داشته است (سازگار با نتایج مطالعات: چن و ژی، ۲۰۱۷؛ کونگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ دزفولی‌نژاد، ۱۳۹۷). هرچه قیمت مسکن افزایش‌یابد، بازدهی در بازار مسکن افزایش‌یافته و بخش زیادی از سرمایه‌های مردم در بازار مسکن سرمایه‌گذاری خواهد شد. مسکن برخلاف سایر دارایی‌های موجود در سبد سهامداران که از کانال‌های مختلفی بازار سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند، اثرات محدودتری بر بازار سهام خواهد داشت. در بخش مسکن انتظار بر آن است که یک سیاست پولی انبساطی با افزایش حجم پول در سبد دارایی باعث افزایش تقاضا برای مسکن گردد؛ البته این امر به مسائل مختلفی هم‌چون ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی هر جامعه، سلیقهٔ افراد و غیره بستگی دارد. درصورت افزایش حجم پول و نقدینگی جامعه در اثر یک سیاست انبساطی، افراد جامعه به‌منظور کسب حداکثر استفاده از آن، دست به خرید دارایی‌هایی از قبیل: ارز، طلا، مسکن و سهام می‌نمایند. در صورتی‌که فرض نمایید که در آن اقتصاد، بازده بخش مسکن از سایر دارایی‌ها بیشتر باشد و یا این‌که افراد در آن جامعه بیشتر تمایل به سرمایه‌گذاری بلندمدت داشته باشند، در آن‌صورت تقاضا برای مسکن بیشتر خواهد شد و سرمایه‌گذاران مسکن را جایگزین دارایی‌های دیگر، ازجمله سهام خواهند کرد. در کشور ایران، مسکن گران‌ترین کالای موجود در سبد دارایی خانوارها می‌باشد، که اثر زیادی بر مشارکت در بازار سهام داشته و بخش اعظمی از سرمایه‌های خانوارها را به خود جذب می‌کند و ازطرفی چون مسکن دارایی مطمئن بوده، پشتوانهٔ محکمی برای سرمایه‌گذاری بوده و افراد انگیزهٔ بیشتری برای سرمایه‌گذاری در این بازار خواهند داشت. نتایج نشان می‌دهد که هرچه به‌سمت دهک‌های بالا برویم، اثرگذاری قیمت مسکن بر مشارکت در بازار سهام بیشتر شده، یعنی افرادی که در دهک‌های بالا قرار دارند، مشارکت بیشتری در بازار سهام خواهند داشت. از دیگر متغیرهای اثرگذار بر میزان مشارکت در بازار سهام، نرخ بهره بوده که در این پژوهش اثر منفی بر مشارکت در بازار سهام داشته است (سازگار با نتایج مطالعات: سزاوار و همکاران، ۱۳۹۸؛ رعنایی و همکاران، ۱۳۹۶؛ و کردشولی و همکاران، ۱۳۹۶). نرخ بهره، یکی از عوامل تعیین‌کنندهٔ بازدهی بازار سهام بوده و شواهد

تجربی نیز این عامل را تأیید می‌کند. کاهش نرخ بهره به افزایش بازدهی بازار سهام و افزایش مشارکت در بازار سهام منجر می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۸۶). از طرفی نرخ بهرهٔ بازدهی سپرده‌گذاری در بانک را نشان می‌دهد و دارای ریسک صفر بوده؛ لذا در ایران، همیشه انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بانک بالا بوده و بخش زیادی از سرمایه‌های مردم در بانک‌ها قرار دارد. ریسک‌گریزی بالای مردم ایران این فرضیه را بیشتر تقویت می‌کند. سرمایه‌گذاری در بانک همیشه بازار جایگزین قوی برای سایر بازارها ازجمله بازار سهام بوده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اثرگذاری نرخ بهره بر مشارکت بازار سهام در دهک‌های بالایی بیشتر از سایر دهک‌ها بوده است. در این پژوهش عرض از مبدأ تنها در دهک‌های پنجم و هشتم مثبت بوده و در سایر دهک‌ها بی‌معنی بوده است.

جدول ٦: نتایج آزمون تقارن

Tab.6: Symmetric test results

تقارن بین کوانتایل‌ها	متغیر	آماره	احتمال
۰/۱ – ۰/۹	INT	۲/۳۴	۰/۱۹۹
	LEXCH	۰/۱۲	۰/۷۱۰
	LGDPP	−۰/۳۴	۰/۳۳۷
	LPG	۰/۰۳	۰/۹۰۶
	LPH	۰/۲۸	۰/۲۹۰
	LST	−۰/۰۴	۰/۸۵۷
	C	−۰/۰۱	۰/۹۸۱
۰/۲ – ۰/۸	INT	۰/۷۶	۰/۶۱۹
	LEXCH	۰/۳۷	۰/۱۸۵
	LGDPP	−۰/۳۹	۰/۲۳۱
	LPG	−۰/۰۰۶	۰/۹۷۸
	LPH	۰/۳۰	۰/۱۵۸
	LST	−۰/۱۱	۰/۵۱۳
	C	−۰/۰۶	۰/۹۲۴
۰/۳ – ۰/۷	INT	۰/۸۸	۰/۴۹۲
	LEXCH	۰/۱۶	۰/۴۷۶
	LGDPP	−۰/۱۹	۰/۴۹۳
	LPG	−۰/۰۴	۰/۸۲۱
	LPH	۰/۲۳	۰/۱۵۹
	LST	−۰/۱۲	۰/۴۰۲
	C	−۰/۱۹	۰/۷۲۸
۰/٤ – ۰/٦	INT	۰/۷۰	۰/۳۸۹
	LEXCH	۰/۰۳	۰/۸۲۴
	LGDPP	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹۹
	LPG	−۰/۰۶	۰/۶۰۰
	LPH	۰/۱۰	۰/۳۵۶
	LST	−۰/۰۸	۰/۳۹۱

C	−۰/۲۲	۰/۵۵۷

(منبع: یافته‌های پژوهش).

با توجه به نتایج برآوردی در جدول ۶، آزمون تقارن کوانتایل‌ها نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های مورد بررسی درمورد متغیرهای نرخ بهره، لگاریتم نرخ ارز غیررسمی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، لگاریتم قیمت طلا، لگاریتم قیمت مسکن، لگاریتم شاخص کل بازار سهام و عرض از مبدأ، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر تقارن نتایج در سطح خطای ۵٪ رد نشده است.

جدول ۷: نتایج آزمون برابری شیب‌ها

Tab.7: Equality slope test results

متغیر		$Q_{0.1}=Q_{0.2}$	$Q_{0.2}=Q_{0.3}$	$Q_{0.3}=Q_{0.4}$	$Q_{0.4}=Q_{0.5}$	$Q_{0.5}=Q_{0.6}$	$Q_{0.6}=Q_{0.7}$	$Q_{0.7}=Q_{0.8}$	$Q_{0.8}=Q_{0.9}$
INT	آماره	۰/۱۶	۰/۰۲	−۰/۰۱	۰/۲۱	−۰/۴۹	−۰/۱۸	۰/۱۳	−۱/۴۰
	احتمال	۰/۶۸۶	۰/۹۴۸	۰/۹۸۰	۰/۷۱۹	۰/۴۰۰	۰/۷۸۷	۰/۸۸۰	۰/۱۸۰
LEXCH	آماره	−۰/۰۵	−۰/۰۳	−۰/۰۰۵	−۰/۰۳	−۰/۰۷	−۰/۱۳	−۰/۲۳	۰/۱۹
	احتمال	۰/۶۰۳	۰/۶۶۹	۰/۹۴۸	۰/۷۵۶	۰/۴۹۰	۰/۲۶۸	۰/۰۷۸	۰/۰۹۹
LGDPP	آماره	۰/۰۰۲	۰/۰۸	−۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۷	۰/۲۸	−۰/۰۴
	احتمال	۰/۹۶۸	۰/۲۱۰	۰/۸۵۴	۰/۶۷۸	۰/۶۶۴	۰/۲۰۴	۰/۰۴۷	۰/۷۹۱
LPG	آماره	−۰/۰۵	−۰/۰۱	۰/۰۰۷	−۰/۰۱	۰/۰۵	−۰/۰۱	−۰/۰۵	−۰/۰۸
	احتمال	۰/۲۴۸	۰/۸۰۴	۰/۹۳۵	۰/۸۶۲	۰/۵۶۶	۰/۸۶۵	۰/۷۰۶	۰/۳۴۹
LPH	آماره	−۰/۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۲۶	۰/۰۲	−۰/۰۸	−۰/۱۰	−۰/۰۵	۰/۰۰۲
	احتمال	۰/۸۳۵	۰/۹۲۸	۰/۷۷۲	۰/۷۷۰	۰/۳۱۵	۰/۲۰۷	۰/۷۰۲	۰/۹۸۲
LST	آماره	۰/۰۷	−۰/۰۶	−۰/۰۰۷	−۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۲	−۰/۰۶	−۰/۰۰۳
	احتمال	۰/۲۸۴	۰/۴۰۷	۰/۹۰۳	۰/۴۸۴	۰/۵۹۱	۰/۷۲۰	۰/۴۶۰	۰/۹۷۰

(منبع: یافته‌های پژوهش).

نتایج آزمون برابری شیب خطوط رگرسیون کوانتایل به ازای دو به دوی کوانتایل‌های متوالی در جدول ۷، گزارش شده است. همان‌طورکه از نتایج جدول (۷) پیداست، تنها برای کوانتایل‌های هفتم و هشتم متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانهٔ فرضیهٔ صفر در سطح خطای ۵٪ رد شده و برای سایر کوانتایل‌ها و متغیرهای موردنظر، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر برابری شیب‌ها برای کوانتایل‌های متوالی در سطح خطای ۵٪ رد نشده؛ زیرا احتمال پذیرش فرض صفر برای کوانتایل‌های متوالی متغیرهای موردنظر بیشتر از ۰/۰۵ است.

٦. نتیجه‌گیری

بررسی و تبیین تأثیرپذیری بازارها از یک‌دیگر، به سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران اقتصاد کشور کمک می‌کند برای برقراری ثبات و رشد و توسعه، علاوه‌بر شرایط درونی و مکانیزم هر بازار، تغییرات مستمر در بازارها و هم‌چنین به‌کارگیری راه‌حل‌های جدید جهت رفع مشکلات بازارها کوشا باشند. یکی از انواع مختلف بازارها، بازارهای مالی بوده که بورس اوراق بهادار یکی از ارکان این بازار است. بورس اوراق بهادار از سویی مرکز

جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به‌منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت است؛ از سویی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی برای سرمایه‌گذاری دارندگان پس‌اندازهای راکد است. مسکن به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای و سهام که خود به‌عنوان بخشی از بازار سرمایه شناخته می‌شود، کانال‌های مهمی در بخش دارایی‌ها هستند که بررسی تأثیرپذیری این بازارها از هم‌دیگر و این‌که قیمت مسکن چه‌طور می‌تواند میزان مشارکت در بازار سهام را تحت‌تأثیر قرار دهد، امری ضروری به‌نظر می‌رسد. در این پژوهش به بررسی اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر میزان مشارکت در بازار سهام در ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ به‌صورت سالانه پرداخته شده است. از روش رگرسیون کوانتایل برای اثرگذاری تغییرات قیمت مسکن بر مشارکت در بازار سهام ایران برای دهک‌های مختلف درآمدی استفاده شده است.

براساس نتایج، قیمت مسکن اثر منفی بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران داشته است. از آنجایی‌که بازار مسکن و بازار سهام به‌عنوان بازارهای جایگزین مدنظر سرمایه‌گذاران هستند؛ لذا افزایش قیمت مسکن و به‌تبع افزایش بازدهی بازار مسکن می‌تواند اثرات منفی بر بازار سهام داشته باشد، چون بخش زیادی از سرمایه‌ها به‌سمت بازار مسکن سرازیر خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که هرچه به‌سمت دهک‌های بالای درآمدی برویم، اثرگذاری قیمت مسکن بر مشارکت در بازار سهام بیشتر شده است. براساس نتایج، قیمت طلا و نرخ ارز غیررسمی اثر منفی بر میزان مشارکت در بازار سهام داشته‌اند؛ زیرا هرچه قیمت طلا و نرخ ارز افزایش می‌یابد، بازدهی آن بازارها افزایش‌یافته و برای سرمایه‌گذاری جذاب خواهند بود که این امر می‌تواند بخش زیادی از سرمایه‌ها را از بازار سهام خارج کرده و روانهٔ این بازارها نماید. درواقع بازارهای طلا و ارز جزو بازارهای جایگزین بازار سهام هستند. از دیگر متغیرهای اثرگذار بر مشارکت در بازار سهام، نرخ بهره بود که اثر منفی بر مشارکت در بازار سهام داشته است. هرچه به سمت دهک‌های بالا برویم، اثرگذاری نرخ بهره بر مشارکت در بازار سهام بیشتر بوده است؛ زیرا نرخ بهره سود ثابتی است که به سپرده‌های بانکی پرداخت می‌گردد و با توجه به ریسک‌گریز بودن سرمایه‌گذارن در ایران، اثرگذاری زیاد نرخ بهره بر مشارکت در بازار سهام می‌تواند قابل‌توجیه باشد. هم‌چنین نتایج مطالعهٔ حاضر نشان‌داد که تولید ناخالص داخلی سرانه و بازدهی بازار سهام تأثیر مثبت بر میزان مشارکت در بازار سهام ایران داشته‌اند؛ زیرا هرچه درآمد مردم افزایش می‌یابد، بخش از این درآمد می‌تواند در بازارهای مختلف ازجمله بازار سهام سرمایه‌گذاری شود. ازطرفی با افزایش بازدهی بازار سهام، انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بازار بالا رفته و میزان مشارکت در بازار سهام افزایش می‌یابد.

تغییرات قیمت مسکن یک متغیر درون‌زا در اقتصاد ایران می‌باشد و کنترل و تغییرات آن بستگی به سیاست‌های پولی و مالی سیاست‌گذاران امر دارد؛ لذا پیشنهاد می‌گردد جهت رونق و بهبود بازار سهام و افزایش میزان مشارکت در این بازار، به‌گونه‌ای برنامه‌ریزی گردد تا حتی‌المقدور تغییرات قیمت مسکن و قیمت سایر بازارهای جایگزین مانند طلا و ارز کاهش یابد تا بتوان سرمایه‌ها را به‌سمت بازار سهام هدایت نمود. این سیاست‌گذاری باعث می‌شود که با کاهش نوسانات قیمت مسکن زمینهٔ سرمایه‌گذاری با ثبات در این بخش فراهم شود، ضمناً از اثرات منفی بر بازار بورس و سایر بازارهای رقیب نیز جلوگیری می‌کند. اهمیت این قضیه در اقتصاد ایران دو چندان می‌باشد؛ چون در اقتصاد ایران با حجم زیادی از نقدینگی مواجه هستیم که سوداگران بازارهای مختلف، ازجمله بازار مسکن و بورس به دنبال نوسان‌گیری و کسب سودهای نامتعارف از این بازارها هستند که مهم‌ترین

راهکار جلوگیری از این اثرات منفی بر اقتصاد، سیاست‌گذاری مناسب به‌منظور جلوگیری از ایجاد نوسان در این بازارها، ازجمله بازار مسکن است. ضمن این‌که در شرایط وجود نوسان زیاد در بازارهای مالی، نقدینگی موجود در جامعه نیز از بخش مولد اقتصاد که توانایی افزایش تولید و اشتغال را دارد، خارج شده و به بخش غیرمولد ازجمله خرید و فروش ارز و خرید و فروش طلا و سکه حرکت می‌کند.

اجماع نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین‌کنندهٔ افزایش قیمت سهام در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش در نرخ بهره بوده است. با کاهش نرخ بهره، بخش زیادی از سرمایه‌های مردم از بانک‌ها خارج شده و این سرمایه‌ها روانهٔ بازار سهام شده و این امر موجب افزایش مشارکت در بازار سهام می‌گردد؛ بنابراین، پیشنهاد می‌گردد بانک مرکزی با اعمال سیاست انبساطی پولی ازطریق کاهش نرخ بهره، بستر لازم جهت افزایش مشارکت در بازار سهام را فراهم آورد که این امر باعث افزایش سرمایه‌گذاری مولد در شرکت‌های عرضه شده در بازار سهام شده و زمینهٔ افزایش اشتغال، رونق تولید و درنهایت رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد.

کتابنامه

– ابزری، مهدی؛ صمدی، سعید؛ و صفری، علی، (۱۳۸۵). «عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌های افراد حقیقی در بورس اوراق بهادار (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار منطقه ای اصفهان)». *مجلهٔ پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، ۲۱ (۲): ۱۱۳–۱۳۱.

– بازوکی، نیما؛ حمیدیان، اکرم؛ محمدی، شاپور؛ و محمودی، وحید، (۱۳۹۲). «بررسی میزان هم‌بستگی نرخ ارزهای قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامهٔ دانش سرمایه‌گذاری*، ۲(۷): ۱۴۸–۱۳۱.

– باصری، بیژن؛ کیانی، غفار؛ و ملکی‌پور، محمود، (۱۴۰۰). «جذابیت مسکن به‌عنوان یک دارایی مالی در برابر پوشش تورم و اثرگذاری آن بر تقاضای مسکن در ایران». *اقتصاد مالی*، ۱۵(۵۵): ۱۰۶–۷۹.

– پریور، اورانوس؛ و حسنی، محبوبه، (۱۳۹۵). «ارزیابی پویایی‌های رابطه بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران، با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره». *پژوهشنامهٔ اقتصاد و کسب و کار*، ۸(۱۴): ۲۹–۱۷.

– پیکارجو، کامبیز؛ خلیلی عراقی، مریم؛ و خوش قامت احمدی، مرجان، (۱۳۹۰). «بررسی تاثیر حباب قیمت مسکن شهر تهران بر بازدهی بخش مسکن با استفاده از VAR». *مطالعات کمی مدیریت*، ۲(۲): ۴۲–۲۲.

– تقی‌زاده، نفیسه؛ حمیدیان، محسن؛ و نوراله‌زاده، نوروز، (۱۴۰۰). «واگرایی نظرات و اثر تعدیلی توجه و مشارکت سرمایه‌گذاران به بازار عرضه اولیه سهام». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۴(۴۹): ۴۱–۵۶.

– حسن نژاد، محمد؛ و شمس، شهاب الدین، (۱۳۹۵). «بررسی عوامل مؤثر بر میزان مشارکت مردم در بازار سرمایه ایران». *بورس اوراق بهادار*، ۹(۳۴): ۱۰۶–۷۷.

– حسن‌زاده، علی؛ نظریان رافیک؛ و کیانوند، مهران، (۱۳۹۰). «اثر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران». *فصلنامهٔ پول و اقتصاد*، ۹: ۱–۴۴.

– حقیقت، جعفر؛ و فلاحی، فیروز، (۱۳۹۳). «بررسی هم‌بستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DDC-GARCH». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴(۵۴): ۱۴۷– ۱۲۳.

– رعنایی‌کردشولی، حبیب‌اله؛ عباسی، عباس؛ و پشوتنی‌زاده، هومن، (۱۳۹۶). «شبیه‌سازی الگوی تأثیرات نوسانات دارایی‌های رقیب سهام یر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و قیمت مسکن با رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی». *مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۳۳.

– زارع، هاشمی؛ و رضایی، زینب، (۱۳۸۵). «تأثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران». *مجلهٔ پژوهشی دانشگاه اصفهان*، ۲۱(۲): ۹۹–۱۱۲.

– سازمان اموال و املاک کوثر (۱۳۹۸). *آثار اقتصاد مقاومتی در اقتصاد مسکن*. همدان: انتشارات نور علم.

– سزاوار، محمدرضا؛ خزائی، علیرضا؛ و اسلامیان، مجتبی، (۱۳۹۸). «بررسی هم‌بستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، ۸(۲۹): ۶۰–۳۷.

– عبدلی، قهرمان؛ و حیدری، محمد، (۱۴۰۰). «بررسی واکنش نامتناسب سرمایه‌گذاران در بازار سهام ایران». *راهبرد مدیریت مالی*، ۹(۴).

– فلاحی، فیروز؛ حقیقت، جعفر؛ صنوبر، ناصر؛ و جهانگیری، خلیل، (۱۳۹۳). «بررسی هم‌بستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۱۴(۵۴): ۱۴۷–۱۲۳.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و کمیاب، بهناز، (۱۳۸۷). «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران». *اقتصاد مقداری*، ۵(۳): ۷۷–۴۹.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و بختیاری‌پور، سمیرا، (۱۳۹۱). «اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۳): ۱۵۹–۱۷۹.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و طهوری متین، مسعود، (۱۳۹۰). «انتخاب سبد دارایی ها در دوره رکود و رونق مسکن». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۱(۳): ۹۲–۷۱.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ و نوروزی‌نژاد، مریم، (۱۳۹۸). «پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۹(۳۶): ۷۴–۳۷.

– مرادی، مهوش؛ آهنگری، عبدالمجید؛ و آرمن، سید عزیز، (۱۳۹۷). «هم‌حرکتی و علیت میان بازار دارایی‌ها (بازار مسکن و دارایی‌های مالی) در اقتصاد ایران: رویکرد آنالیز موجک». *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۷(۲۸): ۱۸۱–۱۶۳.

– مظفری، زانا؛ کازرونی، علیرضا؛ و رحیمی، فرید، (۱۳۹۷). «تأثیر ساختار مالی بر بی ثباتی رشد اقتصادی ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، ۱۸(۱): ۳۱–۱.

– مهرآرا، محسن؛ و خلیلی، سید منصور، (۱۳۹۰). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران، با استفاده از داده‌های ترکیبی». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳: ۵۰–۲۳.

– نصراللهی، خدیجه؛ و آزادغلامی، اعظم، (۱۳۹۲). «تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران». *فصلنامهٔ روند*، ۲۰(۶۳ و ۶۴): ۱۵–۳۸.

- Abel, A. B.; Eberly, J. C. & Panageas, S., (2013). “Optimal inattention to the stock market with information costs and transactions costs”. *Econometrica*, *81*(4): 1455-1481.

- Abzari, M.; Samadi, S. & Safari, A., (2005). “Factors affecting the attraction of real people's capital in the stock exchange (Case study: Isfahan Regional Stock Exchange)”. *Isfahan University Humanities Research Journal,* 21 (2): 113-131. (In Persian).

- Abdulli, G. & Heydari, M., (2021). “Investigating the disproportionate reaction of investors in the Iranian stock market”. *Financial Management Strategy,* 9(4). (In Persian).

- Acquah-Sam, E. & Salami, K., (2013). "Knowledge and participation in capital market activities: The Ghanaian Experience". *International Journal of Scientific Research in Education*, *6*(2): 189-203.

- Ali, G. & Zaman, K., (2017). "Do house prices influence stock prices? Empirical investigation from the panel of selected European Union countries". *Economic research-Ekonomska istraživanja*, *30*(1): 1840-1849.

- Antonakakis, N.; André, C. & Gupta, R., (2016). "Dynamic spillovers in the United States: stock market, housing, uncertainty, and the macroeconomy". *Southern Economic Journal*, *83*(2): 609-624.

- Bazouki, N.; Hamidian, A.; Mohammadi, S. & Mahmoudi, V., (2012). "Investigation of the correlation between exchange rates, gold prices and Tehran Stock Exchange index". *Investment Knowledge Quarterly*, 2(7): 131-148. (In Persian).

- Basri, B.; Kayani, G. & Melkipour, M., (2021). "The attractiveness of housing as a financial asset against inflation coverage and its effect on housing demand in Iran". *Financial Economics,* 15(55): 106-79. (In Persian).

- Batayneh, K. I. & Al-Malki, A. M., (2015). "The relationship between house prices and stock prices in Saudi Arabia: An empirical analysis". *International Journal of Economics and Finance*, *7*(2): 156-167.

- Case, K. E.; Quigley, J. M. & Shiller, R. J., (2005). "Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market". *Advances in macroeconomics*, *5*(1).

- Chen, B. & Stafford, F. P., (2016). "Stock market participation: Family responses to housing consumption commitments". *Journal of Money, Credit and Banking*, *48*(4): 635-659.

- Chen, X. & Ji, X., (2017). "The effect of house price on stock market participation in China: Evidence from the CHFS microdata". *Emerging Markets Finance and Trade*, *53*(5): 1030-1044.

- Davidof, (2005). "Exchange Rates and the Current Account". *American Economic Review,* 70: 960–971.

- Davino, C.; Furno, M. & Vistocco, D., (2013). *Quantile regression: Theory and applications.* John Wiley & Sons.

- Falahi, F.; Truth, J.; Sabobar, N. & Jahangiri, K., (2013). "Investigating the correlation between stock, currency and coin market volatility in Iran using the DCC-GARCH model". *Economic Research Journal,* 14(54): 123-147, (In Persian).

- Gokmenoglu, K. & Hesami, S., (2019). "Real estate prices and stock market in Germany: analysis based on hedonic price index". *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 12(4): 687-707.

- Gholizadeh, A, A. & Kamyab, B., (2007). "Investigating the effect of monetary policy on the housing price bubble in periods of boom and recession in Iran". *Quantitative Economics,* 5(3): 49-77, (In Persian).

- Gholizadeh, A, A. & Bakhtiaripour, S., (2011). "Effect of loans on housing prices in Iran". *Applied Economic Studies of Iran,* 1(3): 159-179, (In Persian).

- Gholizadeh, A, A. & Tahuri Mateen, M., (2011). "Choosing the portfolio of assets during recession and housing boom". *Economic research (sustainable growth and development),* 11(3): 71-92, (In Persian).

- Gholizadeh, A, A. & Nowrozi-Najad, M., (2018). "Dynamics of housing prices and economic fluctuations in Iran with the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) approach". *Economic Modeling Research,* 9(36): 74-37. (In Persian).

- Halket, J.; Nesheim, L. & Oswald, F., (2020). "The housing stock, housing prices, and user costs: The roles of location, structure, and unobserved quality". *International Economic Review*, *61*(4): 1777-1814.

- Haghighat, J. & Falahi, F., (2013). "Investigating the correlation between stock, currency and coin market volatility in Iran using the DDC-GARCH model". *Economic Research Quarterly,* 14(54): 147-123, (In Persian).

- Hassannejad, M. & Shams, S., (2015). "Investigation of effective factors on the level of people's participation in Iran's capital market". *Stock Exchange*, 9(34): 106-77, (In Persian).

- Hassan Zadeh, A.; Nazarian, R. & Kianvand, M., (2011). "The effect of monetary policy shocks on stock price index fluctuations in Iran". *Quarterly Journal of Money and Economics,* 9: 1-44, (In Persian).

- Hong, G.; Khil, J. & Lee, B. S., (2013). "Stock returns, housing returns and inflation: is there an inflation illusion?". *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, *42*(4): 511-562.

- Jensen, M. C. & Murphy, K. J., (1990). "Performance pay and top-management incentives". *Journal of political economy,* 98(2): 225-264.

- Kapopoulos, P. & Siokis, F., (2005). "Stock and Real Estate Prices in Greece: Wealth Versus Credit Price Effect". *Applied Economics Letter,* 12: 125-128.

- Kausar Property and Real Estate Organization, (2018). *Works of Resistance Economy in Housing Economy.* Hamedan: Noor Elm Publications. (In Persian).

- Koenker, R., (2005). *Quantile Regression. Econometric Society Monograph, ESM38*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Koenker, R. & Bassett Jr, G., (1978). "Regression quantiles". *Econometrica: journal of the Econometric Society,* 33-50.

- Kong, D.; Cheng, Y. & Liu, S., (2021). "Unexpected housing wealth appreciation and stock market participation". *Journal of Housing Economics,* 52: 101768.

- Levine, R. & Zervos, S., (1996). "Stock market development and long-run growth". *The world bank economic review*, *10*(2): 323-339.

- Liu, H., (2020). "Housing Investment, Stock Market Participation and Household Portfolio choice: Evidence from China's Urban Areas". *arXiv preprint arXiv:2001.01641*.

- Mehrara, M. & Khalili, S. M., (2011). "Investigation of factors affecting housing prices in Iran, using composite data". *Economic Research Quarterly*, 13: 23-50, (In Persian).

- Miller, K. & Show Fenf, G., (2001). "Is There a Long-Run Relationship Between Stock Returns and Monetary Variables: Evidence from an Emerging Market". *Applied Financial Economics,* 11: 641-649.

- Moradi, M.; Abdol Majid, B. & Arman, S. A., (2017). "Co-movement and causality between the asset market (housing market and financial assets) in the Iranian economy: wavelet analysis approach". *Iranian Applied Economics Studies,* 7(28): 181-163, (In Persian).

- Mozzafari, Z.; Kazeroni, A. & Rahimi, F., (2017). "The effect of financial structure on the instability of Iran's economic growth". *Sustainable Development and Growth Research,* 18(1): 1-31, (In Persian).

- Nasrollahi, K. & Azad Gholami, A., (2012). "Analysis of the effect of bank facilities on housing prices in the big cities of Iran". *Trend Quarterly,* 20(63 and 64): 15-38, (In Persian).

- Obstfeld, M., (1994). "Evaluating risky consumption paths: The role of intertemporal substitutability". *European Economic Review*, 38(7): 1471-86.

- Paiella, M., (2009). "The stock market, housing and consumer spending: a survey of the evidence on wealth effects". *Journal of economic surveys*, *23*(5): 947-973.

- Pikarjo, C.; Khalili Iraqi, M. & Khoshqat Ahmadi, M., (2011). "Investigation of the effect of the housing price bubble in Tehran on the efficiency of the housing sector using VAR". *Quantitative Studies of Management,* 2(2): 22-42, (In Persian).

- Prior, U. & Hosna, M., (2015). "Evaluating the dynamics of the relationship between the foreign exchange market, the stock market and the housing market in Iran, using a multivariate GARCH model". *Journal of Economics and Business,* 8(14): 17-29, (In Persian).

- Pradhan, R. P.; Arvin, M. B. & Ghoshray, A., (2015). "The dynamics of economic growth, oil prices, stock market depth, and other macroeconomic variables: Evidence from the G-20 countries". *International Review of Financial Analysis*, *39*: 84-95.

- Ranai Kurdshuli, H.; Abbasi, A. & Pashutnizadeh, H., (2016). "Simulation of the model of the effects of the fluctuations of competing assets of the total index of the Tehran Stock Exchange and housing prices with the approach of systemic dynamics". *Journal of Financial Engineering and Securities Management,* 33, (In Persian).

- Sezavar, M. R; Khazaei, A. & Islamian, M., (2018). "Examination of conditional correlation between foreign exchange, gold, housing, stocks and oil markets in Iran's economy". *Economic Strategy Quarterly,* 8(29): 60-37, (In Persian).

- Sim, S. H. & Chang, B. K., (2006). "Stock and Real Estate Markets in Korea: Wealth or Credit-Price Effect". *Journal of Economic Research,* 11: 99-122.

- Stevenson, S., (2000). "A long-term analysis of regional housing markets and inflation". *Journal of Housing Economics*, *9*(1-2): 24-39.

- Taghizadeh, N.; Hamidian, M. & Nurolah Zadeh, N., (2021). "Divergence of opinions and the moderating effect of investors' attention and participation in the IPO market". *Financial Science of Securities Analysis,* 14(49): 41-56, (In Persian).

- Vestman, R., (2019). "Limited stock market participation among renters and homeowners". *The Review of Financial Studies,* 32(4): 1494-1535.

- Yuan, N.; Hamori, S. & Chen, W., (2014). *House Prices and Stock Prices: Evidence from a Dynamic Heterogeneous Panel in China* (No. 1428).

- Zare, H. & Rezaei, Z., (2005). "The influence of currency, coin and housing markets on the behavior of Tehran Stock Exchange market index". *Isfahan University Research Journal*, 21(2): 99-112. (In Persian).

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Modeling Measuring the Effects of Microcredit on Social Welfare in Rural Areas (A Case Study of Barkat Foundation's Job Creation Projects)

Ghaffari, A.[1], Pourfaraj, A.[2], Gilak Hakimabadi M. T.[3], Karimi, A.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25392.3382
Received: 2021.12.19; Accepted: 2022.04.29
Pp: 71- 98

Abstract

The importance of employment from the economic, political and social dimensions, especially in rural areas, has caused policymakers to pay more attention to the provision of facilities and human capital in order to develop entrepreneurship in economic activities, with an emphasis on raising the income of the low- and middle-income classes, in paragraph one of the resistance economy policies. to be placed Based on this, the Barkat Foundation started microcredits necessary for the establishment of employment and its development in rural areas in order to increase welfare since 2017. The research method of the current study is descriptive-analytical, and in order to answer the question, has microcredit had an effect on social welfare in rural areas? has been compiled. In this regard, the five main components of social welfare, including investment environment, economic quality, social capital, health and personal freedom and safety, were identified by experts and specialists based on the Delphi and consolidated methods and categorized into 30 items. Then the validity of the questionnaire was confirmed by elites and experts and its reliability was confirmed by Cronbach's alpha coefficient. In order to verify the research model, the structural equation model was used. By using the structural equation model and with the help of first and second order confirmatory factor analysis, the validity of the main model and the research questions were tested. The research results indicate that the fit of the model was good and acceptable. Also, based on the t-test, the effectiveness of microcredits on each of the components of social welfare was confirmed.

Keywords: Microcredit, Social Welfare, Rural Areas, Structural Equation Modeling.

JEL Classification: G21, I31, R10 , D04.

1. PhD Student in Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Mazandaran, Iran (Corresponding Author).
Email: ghaffari_abolfazl@yahoo.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Mazandaran, Iran.
3. Associate Professor of Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Mazandaran, Iran.
4. Assistant Professor of Sociology, Department of Sociology, Faculty of Literature and Humanities, Khwarazmi University, Tehran, Iran.

Citations: Ghafaari, A.; Pourfaraj, A.; Gilak Hakimabadi, M. T. & Karimi, A., (2022). "Modeling Measuring the Effects of Microcredit on Social Welfare in Rural Areas (A Case Study of Barkat Foundation's Job Creation Projects)". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 71-98. doi: 10.22084/aes.2022.25392.3382.
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4601.html?lang=en

1. Introduction

The microfinance movement was started by Muhammad Yunus in the early 1970s in Bangladesh in the face of market failure and the government's failure to provide credit to the poor and low-income people. Asymmetric information, high transaction costs compared to the small size of the loans, geographical distribution of the poor in deprived areas, large number of borrowers and low return on their investment, collateral requirements of banks and financial institutions and lack of flexibility in how Credit repayment is one of the reasons for market failure in providing conventional financial services to the poor. Based on this approach, during the last decades, the implementation of microfinance has helped to reduce poverty, increase income and improve the living standards of millions of people. Therefore, the World Bank declared 2005 as the year of "microcredit" to expand the use of this method in the world. Today, this method of financial provision is one of the most widely used methods to reduce poverty; Because it helps poor people to achieve self-employment opportunities and start a small business (Ahmadian, 2015). On the contrary, some believe that the economic growth of a country will automatically benefit the poor and save them from poverty; But inequality and its effect on economic growth and other social processes are among the criticisms of this approach. (Raghfar et al, 2014). For this reason, development researchers pay attention to conditions of growth under which the effects of poverty reduction are strong, or they look for a type of economic growth that is preferable from the point of view of rapid poverty reduction. The concept of "pro-poor growth" is the latest attempt to answer the above question, which has been raised since the 1990s. In general, the pro-poor growth strategy includes three basic levels: improving the ability of poor people, reducing transaction costs in the economy, especially between urban and rural areas, and increasing the demand for goods and services produced by poor people (Tasan et al, 2019). Despite the importance of microcredits in reducing poverty in rural communities and the emphasis of theoretical literature on the wide impact of microcredits on various aspects of social welfare, the main goal of this research is to measure the effects of microcredits on social welfare in rural areas with an emphasis on employment creation projects. The foundation is a blessing.

2. Methodology

The research method used is descriptive and survey based on the purpose of the user. The tool for collecting related information is a questionnaire that was created by a researcher and its validity was confirmed by a panel of experts. The number of the target community

is 40,000 applicants for Barkat Foundation's job creation projects in rural communities in 2017 and 2018, who have launched job creation projects through microcredits. Using Cochran's formula at the 5 % error level, the sample number of 381 members of the community has been selected. The sampling method is cluster sampling, in which 5 provinces of Yazd, South Khorasan, Hormozgan, Hamadan and Golestan have been selected as clusters (samples) due to their geographical diversity, natural resources, culture, climate, etc. The research questions were based on the Legatum social welfare index for localization by experts using the Delphi method. Finally, the 5 selection components and the relationships between the 5 components were analyzed using structural equation modeling and a model based on the relationships between the components was presented. Amos 24 and spss 20 software were used for analysis.

3. Conclusion

The issue of employment is very important from economic, political, social and cultural aspects. In this research, an attempt was made to provide the possibility of accurate validation of the scale by selecting a suitable statistical sample of applicants for job creation projects in rural areas. The present scale was built based on the experimental findings and theoretical approaches in the field of microcredits, based on the Legatum indicators. The content and form validity of the scale was confirmed by the experts of the university professors, managers, experts and the executive of employment creation projects. Also, the findings of the research in the field of validity of the scale structure, using the second-order confirmatory factor analysis, showed a high correlation between the latent variables. The results of second-order confirmatory factor analysis indicated high factor loadings for all five components of social well-being. On the other hand, the results of the t test indicate the positive effects of microcredit on all five components. Also, the examination of the average statistics of the items shows the positive opinions of the respondents to the items that were defined by the effective effects approach.

According to the results of the research, it is recommended to improve the community-oriented job creation projects of the Barkat Foundation, such as increasing the productivity of the workforce with better training of the workforce, increasing the amount of income through increasing credit in some employment creation projects to make the scale of the project economica, to help marketing more products and... Of course, in order to expand the provision of financial resources, it seems necessary to deviate from the allocation of loan resources of banks. Separation of the loan section of commercial banks and assigning it to loan banks can help in the optimal allocation of

these resources and as a result solve the problem of lack of resources in providing microfinance in Iran.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

مدل‌سازی سنجش آثار اعتبارات خُرد بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی (مطالعهٔ موردی طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت)

ابوالفضل غفاری[۱]، علیرضا پورفرج[۲]، محمدتقی گیلک‌حکیم‌آبادی[۳]، علیرضا کریمی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25392.3382
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۰۹
صص: ۹۸-۷۱

چکیده

اهمیت اشتغال از ابعاد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی به‌خصوص در مناطق روستایی موجب شده است تا در بند یک سیاست‌های اقتصاد مقاومتی بر تأمین امکانات و سرمایه‌های انسانی به‌منظور توسعهٔ کارآفرینی در فعالیت‌های اقتصادی با تأکید بر ارتقاء درآمد طبقات کم‌درآمد و متوسط بیشتر موردتوجه سیاست‌گذاران قرار بگیرد. براساس این، بنیاد برکت اعتبارات خُرد لازم برای راه‌اندازی اشتغال و توسعهٔ آن در مناطق روستایی را در راستای افزایش رفاه از سال ۱۳۹۷ آغاز کرد. روش تحقیق پژوهش حاضر توصیفی-تحلیلی است و به‌منظور پاسخ‌گویی به این پرسش که آیا اعتبارات خرد بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی تأثیرگذار بوده است؟ گردآوری گردیده است. در این‌راستا، پنج مؤلفه اصلی رفاه اجتماعی شامل محیط سرمایه‌گذاری، کیفیت اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی و ایمنی فردی توسط خبرگان و متخصصین براساس روش دلفی و تلفیقی شناسایی و در قالب ۳۰ گویه دسته‌بندی گردید؛ سپس روایی پرسش‌نامه توسط نخبگان و متخصصین و پایایی آن توسط ضریب آلفای کرونباخ مورد تأیید قرار گرفت. به‌منظور تأیید مدل پژوهش از مدل معادلات ساختاری استفاده گردید. با استفاده از مدل معادلات ساختاری و به کمک تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ اول و دوم، اعتبار مدل اصلی و سؤالات بررسی آزمون شدند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که برازش مدل به‌صورت خوب و در حد قابل‌قبول بوده است. هم‌چنین براساس آزمون t، اثرسنجی اعتبارات خرد بر روی هر یک از مؤلفه‌های رفاه اجتماعی مورد تأیید قرار گرفت.

کلیدواژگان: اعتبارات خُرد، رفاه اجتماعی، مناطق روستایی، مدل‌سازی معادلات ساختاری.
طبقه‌بندی JEL: 21G, 31I, R10, D04

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، مازندران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: ghaffari_abolfazl@yahoo.com
۲. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، مازندران، ایران.
Email: pourfaraj@yahoo.com
۳. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، مازندران، ایران.
Email: mgilak@umz.ac.ir
۴. استادیار جامعه‌شناسی، گروه جامعه‌شناسی، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
Email: alireza.karimi@khu.ac.ir

ارجاع به مقاله: غفاری، ابوالفضل؛ پورفرج، علیرضا؛ گیلک‌حکیم‌آبادی، محمدتقی؛ کریمی، علیرضا، (۱۴۰۱). «مدل‌سازی سنجش آثار اعتبارات خُرد بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی (مطالعهٔ موردی طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت)». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۹۸-۷۱. doi: 10.22084/aes.2022.25392.3382
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4601.html

۱. مقدمه

جنبش تأمین مالی خُرد در مواجهه با پدیدهٔ شکست بازار و نیز شکست دولت در اعطای اعتبارات به فقرا و افراد کم‌درآمد توسط «محمد یونس» در اوایل دههٔ ۱۹۷۰م. در بنگلادش آغاز شد. اطلاعات نامتقارن، هزینه‌های معاملاتی بالا نسبت به اندازهٔ کوچک وام‌ها، توزیع جغرافیایی فقرا در نقاط محروم، تعداد زیاد قرض‌گیرندگان و بازده کم سرمایه‌گذاریشان، الزامات وثیقه‌ای بانک‌ها و مؤسسات مالی و نبود انعطاف‌پذیری در چگونگی بازپرداخت اعتبار ازجمله دلایل شکست بازار در ارائه خدمات مالی متعارف به فقرا محسوب می‌شود. براساس این رویکرد، طی دهه‌های اخیر، اجرای تأمین مالی خُرد به کاهش فقر، افزایش درآمد و بهبود استانداردهای زندگی میلیون‌ها انسان کمک کرده است؛ ازاین‌رو، بانک جهانی سال ۲۰۰۵م. را سال «اعتبار خرد»[1] اعلام کرد تا استفاده از این شیوه در جهان گسترش یابد. امروزه این شیوه از تأمین مالی، یکی از پرکاربردترین روش‌ها برای کاهش فقر به‌شمار می‌آید؛ زیرا به مردم فقیر کمک می‌کند تا از طریق به‌دست آوردن فرصت‌های خوداشتغالی و راه‌اندازی کسب‌وکار خرد به استقلال معیشتی برسند (احمدیان، ۱۳۹۵). در مقابل، برخی عقیده دارند که رشد اقتصادی یک کشور به‌صورت خودکار فقرا را منتفع خواهد کرد و آن‌ها را از فقر نجات خواهند داد؛ اما نابرابری و تأثیر آن بر رشد اقتصادی و دیگر فرآیندهای اجتماعی از ایرادات منتقدان نسبت به این رویکرد است (راغفر و همکاران، ۱۳۹۴). به‌همین دلیل، محققان توسعه به شرایطی از رشد توجه می‌کنند که تحت آن، اثرات کاهش فقر قوی باشد و یا به‌دنبال نوعی از رشد اقتصادی می‌گردند که از نقطه‌نظر کاهش سریع فقر، مرجح است. مفهوم «رشد به نفع فقیر» آخرین تلاش برای پاسخ به مسأله فوق است که از دههٔ ۱۹۹۰م. مطرح شده است. به‌طورکلی، استراتژی رشد به نفع فقیر شامل سه سطح اساسی است: بهبود توانایی افراد فقیر، کاهش هزینه‌های معاملاتی در اقتصاد، به‌ویژه بین مناطق شهری و روستایی و افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات تولیدی افراد فقیر (تاسان و همکاران، ۱۳۹۹).

با توجه به اهمیت اشتغال در مناطق روستایی و تأکید بر آن در اسناد برنامه‌های توسعه، به‌خصوص برنامهٔ ششم توسعه (هدف‌گذاری رشد ۸٪ و کاهش نرخ بیکاری از ۱۲/۶ به ۸/۶٪)، اقتصاد مقاومتی، ابلاغ سیاست‌های کلی اشتغال و...، اعتبارات خرد جایگاه ویژه‌ای پیدا می‌کند. اعتبارات خُرد برای اشتغال در ایران در سه قالب کلی تعریف می‌شود؛ نخست، منابعی که برای اشتغال در بودجهٔ دولت، به‌خصوص در تبصرهٔ ۱۶ و تبصرهٔ ۱۸ قانون بودجه لحاظ می‌شود. دوم، منابعی که نهادهای حاکمیتی مانند بنیاد مستضعفان، کمیته امداد، بنیاد برکت و... از منابع خود استفاده می‌کنند. سوم، منابعی که از صندوق توسعهٔ ملی در برخی موارد برای اشتغال هدف‌گذاری می‌شود. درمجموع، بررسی گزارش‌های آماری حاکی از این مطلب است که از حیث مبلغ و اندازهٔ عددی، تفکیکی و معیار روشن و خط ممیزی بین تسهیلات خرد و کلان وجود ندارد و درحال‌حاضر این دو دسته از تسهیلات عموماً از حیث تفاوت در محل مصرف، طول دورهٔ بازپرداخت و میزان وثایق موردنیاز از هم تمیز داده می‌شوند. در این ممیزه، تسهیلات خُرد عموماً برای خرید کالا و خدماتی مانند: مسکن، خودرو، آموزش، درمان بیماری، ازدواج، تهیهٔ جهیزیه، مسافرت و...، یا برای تأمین منابع مالی صنایع و واحدهای کوچک و متوسط با دورهٔ بازپرداخت‌های عموماً زیر ۱۰ سال و با وثیقه سپاری سبک‌تر به‌کار برده می‌شود (قلیچ، ۱۳۹۹). با وجود اهمیت

[1]. Micro credit

اعتبارات خُرد در راستای کاهش فقر در جوامع روستایی و تأکید ادبیات نظری بر تأثیرگذاری وسیع اعتبارات خُرد بر ابعاد مختلف رفاه اجتماعی، هدف اصلی این پژوهش سنجش آثار اعتبارات خُرد بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی با تأکید بر طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت است؛ از این‌رو، در بخش دوم به مبانی نظری موضوع اختصاص یافته است. در بخش سوم، روش تحقیق و داده‌های پژوهش معرفی می‌شوند. در بخش چهارم نتایج حاصل از برآورد الگو ارائه می‌شوند؛ و درنهایت، در بخش پنجم، بحث و نتیجه‌گیری پژوهش ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. ادبیات نظری

در *دانش‌نامهٔ بریتانیکا*[1] «اعتبارات خُرد» که «بانک‌داری خُرد» یا «تأمین مالی خُرد» نیز نامیده می‌شود، ابزاری برای اعطای اعتبار، معمولاً به شکل وام‌های کوچک بدون وثیقه، به وام‌گیرندگان غیرسنتی مانند فقرا در مناطق روستایی یا توسعه‌نیافته تعریف شده است. «بومن» (۱۹۹۷) معتقد است که اعتبارات خرد با سه ویژگیِ کوچک، کوتاه و بدون وثیقه تعریف می‌شود (فقیری و همکاران، ۱۳۹۳).

خدمات تأمین مالی خرد تأثیرات بالقوه مثبتی بر اقتصاد محلی و هم‌چنین بخش کشاورزی در مناطق روستایی دارد. دسترسی کشاورزان کوچک به اعتبار خرد می‌تواند بهره‌وری کشاورزی را افزایش دهد و آن‌ها می‌توانند در دسترس بودن مواد غذایی را بهبود ببخشند. فراتر از اعتبارات خرد برای بهبود مواد غذایی، به آن‌ها امکان سرمایه‌گذاری در کشاورزی و درآمدزایی اعضای خانواده را نیز می‌دهد. مشارکت مردم محلی در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری خرد به رشد اقتصاد محلی کمک می‌کند. درمجموع، می‌توان فوایدی برای توسعهٔ اعتبارات خرد در مناطق روستایی نام‌برد که در ادامه به آن اشاره می‌شود:

- سهل‌الوصول بودن دریافت اعتبارات خرد
- متناسب با نیاز گیرندگان اعتبارات
- هدف‌گذاری کردن گروه‌های کم درآمد، به‌ویژه افراد نیازمند روستایی
- اعمال نرخ سودهای پایین برای اعتبارات
- تکیهٔ بیشتر بر منابع مردمی تا منابع دولتی و یارانه‌ای (فراشی، ۱۳۹۴).

درمجموع، بررسی ادبیات اهداف تأمین مالی خرد به‌عنوان یکی از ابزارها و روش‌های توسعهٔ اقتصادی برای اقشار پایین جامعه، حاکی از آن است که چهار هدف: الف) توسعهٔ اقتصادی؛ ب) کاهش فقر؛ ج) جلوگیری از آشوب‌های اجتماعی؛ و د) سودآوری در قالب کسب‌وکارهای خُرد برای آن دنبال می‌شود. نکتهٔ دیگری که اهمیت تأمین مالی خرد را در کنار اهداف آن دوچندان می‌کند جامعه هدف اعتبارات خرد است. براساس ادبیات موجود، نه‌تنها فقرای کارآفرین، بلکه قشر متوسط نیز مشمول دریافت اعتبارات خرد هستند. «رابینسون» استاد مردم‌شناسی اقتصادی دانشگاه هاروارد برای کاهش فقر سه سطح درآمدی را مشخص کرده است: الف) درآمد متوسط پایین؛ ب) فقرای فعال اقتصادی؛ ج) افراد بسیار فقیر. وی بر این باور است که گروه اول و دوم شایستهٔ

[1]. Encyclopedia Britannica

دریافت اعتبارات خُرد هستند؛ زیرا اعطای اعتبارات خرد به توسعهٔ کسب‌وکار و درنهایت افزایش تولید آن‌ها می‌شود (شهیدی‌نسب، ۱۳۹۳).

تجربهٔ کشورها حاکی از آن است که اعتبارات خرد به روش‌های مختلف برای کاهش فقر به‌کارگیری می‌شود و ازاین‌رو، اثرات و نتایج گوناگون در جامعهٔ هدف به‌جا می‌گذارد؛ برای مثال، اقتصاد بنگلادش به‌دلیل تراکم جمعیت زیاد، نرخ بالای بلایای طبیعی، جمعیت فوق‌العاده زیاد و ناپایداری سیاسی–اجتماعی جزو آسیب‌پذیرترین اقتصادهای جهان به‌شمار می‌رود. این کشور در چند سال اخیر، پیشرفت‌های بسیاری در حوزهٔ توسعهٔ انسانی داشته است؛ به‌طوری‌که تبعیض جنسیتی در آموزش ابتدایی این کشور از بین رفته است. هم‌چنین در کاهش فقر رشد قابل‌توجهی را تجربه کرده است که از مهم‌ترین عوامل آن می‌توان به افزایش اعتبارات خرد و گسترش فعالیت گرامین بانک در این کشور اشاره کرد. هم‌چنین کشورهای دیگری مانند: مالزی، پاکستان، هند، امریکای لاتین و... از اعتبارات خرد در زمینهٔ کاهش فقر و افزایش توسعهٔ انسانی بهره برده‌اند (گنج‌خانی، ۱۳۹۴).

در ایران نیز مؤسسات و نهادهای مختلفی در زمینهٔ تأمین اعتبارات خرد از سال‌های گذشته تاکنون مشغول به فعالیت هستند که می‌توان به مواردی مانند: صندوق‌های قرض‌الحسنه (سازمان اقتصاد اسلامی ایران)، طرح‌های اعتبارات خرد بانک کشاورزی، طرح‌های اشتغال و خودکفایی کمیتهٔ امداد امام خمینی، طرح صندوق اعتبارات خرد زنان روستایی (دفتر امور زنان وزارت جهاد کشاورزی)، برنامهٔ تأمین مالی خرد مشترک سازمان بهزیستی، بانک کشاورزی و مؤسسه تاک، طرح ده‌هزار صندوق تأمین مالی خرد روستایی (پست بانک ایران)، طرح اقتصاد مقاومتی سازمان بسیج سازندگی، طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت ستاد اجرایی فرمان حضرت امام(ره)، برنامهٔ تأمین مالی خرد صندوق کارآفرینی امید (ریاست جمهوری) اشاره کرد که هر یک از نهادها، روش‌های مختلف برای تخصیص اعتبارات خرد درنظر گرفته‌اند.

با توجه به تأمین منابع برای اشتغال‌زایی ازطریق بودجهٔ دولت یا منابع نهادهای حاکمیتی، اثرگذاری عملکرد هر یک از این نهادها متفاوت است و نتایج مطالعات در داخل کشور، حاکی از اثرات مثبت یا اثرات کم بر ابعاد مختلف زندگی فقرا و جامعهٔ روستایی مورد هدف اجرای طرح است. تأکید می‌شود که بسیاری از مطالعات در داخل کشور، نشان از اثرات مثبت اعتبارات خرد بر ابعاد مختلف رفاه اجتماعی است و فقط در مطالعات اندکی مانند «حسن‌زاده» و «قویدل» (۱۳۸۴) که در آن به بررسی چالش‌های تأمین مالی خرد روستایی در ایران در یک مقایسهٔ تطبیقی میان صندوق‌های قرض‌الحسنهٔ روستایی و گرامین بانک بنگلادش پرداخته است، اشاره می‌کند که صندوق‌های قرض‌الحسنه در مواردی مانند توانایی جذب کمک‌های نهادهای دولتی، نفوذپذیری اعتبارات، روند دستیابی به خودکفایی مالی و نسبت ارزش‌افزوده به کارکنان و اعتبارات پرداختی بسیار ضعیف‌تر از گرامین بانک عمل کرده‌اند؛ هم‌چنین، «فراشی» (۱۳۹۴) درگیر شدن در فعالیت‌های اقتصادی برای زنان که تجربهٔ کافی در آن شغل ندارند، مقروض شدن بیشتر آن‌ها را فراهم می‌کند. البته در کنار اثرات مثبت، طرح‌های اعتبارات خرد در کشور از آسیب‌های مختلفی رنج می‌برد که می‌توان به آسیب‌هایی مانند» الف) مخاطرات اخلاقی؛ ب) هزینهٔ بالای نظارت؛ ج) نبود وثیقهٔ مناسب؛ انحراف اعتبارات، نکول استراتژیک؛ و) بازدهی پایین، و کمبود منابع رنج می‌برد (شهیدی‌نسب، ۱۳۹۳). البته در گزارشی از مرکز پژوهش‌های مجلس، نداشتن برنامه چند بعدی و جامع و هم‌چنین رویکرد نادرست اجرای برنامه‌ها را دو مشکل نظام تأمین مالی خرد در ایران معرفی می‌کند. هم‌چنین با

مقایسهٔ روش‌ها و برنامه‌های تأمین مالی خرد با الگوی اصیل و تجربیات موفق جهانی، عمده‌ترین آسیب‌ها را به صورت: ۱) رویکرد نادرست دولت در اجرای طرح‌ها و برنامه‌های تأمین مالی خرد، ۲) نبود رابطه میان تسهیلات و پس‌انداز، ۳) نبود ساختار نظارتی مناسب، ۴) نبود تقاضای کافی و نیاز به آموزش و بازاریابی، ۵) انتخاب نامناسب گروه هدف، ۶) مبلغ اندک وام، و ۷) مشکلات فرهنگی می‌توان برشمرد (احمدیان، ۱۳۹۵).

نکتهٔ قابل‌تأمل درمورد نهادها و مؤسسات اعتبارات خرد در بسیاری از کشورها این است که نهادها و مؤسسات تنها با رویکرد تخصیص اعتبارات خرد به فقرا تشکیل می‌شوند و در مقابل، بانک‌ها از این اقدام به‌دلایل مختلف چشم‌پوشی می‌کنند؛ برای مثال، بانک به‌عنوان یک بنگاه اقتصادی که هدف آن حداکثر کردن سود است به تخصیص اعتبارات خرد ورود نمی‌کند؛ زیرا نخست، ناچیز بودن مقدار وام‌ها باعث کم بودن سود آن‌ها است که این موضوع باعث می‌شود تا بانک‌ها از ورود و شناسایی افراد فقیر صرف‌نظر کنند؛ و دوم این‌که پرداخت وام به این گروه از مشتریان، با ریسک زیادی همراه است؛ زیرا قرض‌گیرندگان، آن‌قدر فقیر هستند که نمی‌توانند ضمانتی در برابر دریافت وام ارائه دهند (متوسلی، ۱۳۹۰: ۴). البته درخصوص عدم ورود بانک‌ها به اعتبارات خرد می‌توان اذعان داشت که در ایران بانک‌ها بستر مناسبی برای گسترش تأمین مالی خرد نیستند؛ زیرا به‌دلیل ساختار سهامی و لزوم توزیع سود در نظام بانکی و هم‌چنین حرمت ربا و مشکلات اجرایی در نظام بانک‌داری مانند روش‌های مشارکتی، پیاده‌سازی بانک‌داری خرد توجیه اقتصادی ندارد؛ لذا کمبود مواردی مانند: تقویت و اصلاح ساختار تشکل‌های مردم‌نهاد، بانک‌های قرض‌الحسنه و تعاونی‌های اعتبار براساس اصول و بنیان‌های الگوی تأمین مالی خرد در کشور به شدت احساس می‌شود.

موضوع دیگر در رابطه با عدم ورود بانک‌ها به تخصیص اعتبارات خرد، اطلاعات ناقص است که به گزینش ناسازگار[1] و مخاطرات اخلاقی[2] منجر می‌شود. نخستین مسأله گزینش ناسازگار مشتریان هنگامی پدید می‌آید که بانک‌ها نمی‌توانند به آسانی تشخیص دهند کدام‌یک از مشتریان ممکن است در مقایسه با سایرین، دارای ریسک بیشتری باشد. بانک‌ها مایل‌اند برای مشتریان پرریسک‌تر نسبت به مشتریان کم‌ریسک‌تر نرخ سود بالاتری را وضع کنند تا بدین‌ترتیب احتمال افزایش عدم بازپرداخت را به نوعی جبران کنند. لیکن مسأله این است که بانک‌ها نمی‌دانند مشتری پرریسک‌تر چه کسی است؟ و سرانجام به‌دنبال افزایش میانگین نرخ بهره برای تمام افراد، مشتریان کم‌ریسک‌تر اغلب به خارج از بازار اعتباری سوق می‌یابند. مسأله دوم، یعنی مخاطرات اخلاقی به این‌دلیل رخ می‌دهد که بانک‌ها قادر به حصول اطمینان از این امر که مشتریان تمام تلاش لازم را برای کسب موفقیت در پروژه سرمایه‌گذاری خویش به کار می‌بندند یا خیر نیستند. مخاطرات اخلاقی هم‌چنین زمانی پدید می‌آید که مشتریان سعی دارند با پول بانک فرار کنند. هر دو مسأله مذکور در رویارویی با دشواری‌های موجود در تضمین اجرای قراردادها در مناطقی با نظام‌های قضایی ضعیف، شدت بیشتری می‌یابد (متوسلی، ۱۳۹۰: ۱۳).

با توجه به بررسی سنجش آثار عملکرد نهادها و مؤسسات مختلف در تخصیص اعتبارات، نمونه‌های موفقی چون بنیاد گرامین در بنگلادش و بانک راکیات اندونزی می‌توانند الگویی مناسب باشند؛ اگرچه شکست‌هایی نیز در برنامه‌های تأمین مالی خرد در دنیا وجود داشته که می‌توان از آن‌ها درس گرفت. درمجموع، مطالعهٔ تجربیات

---

[1]. Adverse selection
[2]. Moral hazard

متفاوت تأمین مالی خرد نشان می‌دهد که موفقیت این روش نسخه یکتایی ندارد و با توجه به‌شرایط بومی وام‌دهنده و وام‌گیرنده و مسائل محیطی آنان می‌تواند از الگوهای متفاوتی پیروی کند. نهاد تأمین مالی خرد می‌تواند سودمحور باشد یا از الگوی کسب‌وکار اجتماعی گرامین تبعیت کند و یا مانند برخی کشورهای اسلامی در قالب خیریه و عقد قرض‌الحسنه شکل بگیرد. اگرچه بسیاری ازاین‌گونه مؤسسات مردمی هستند و از شیوهٔ ضمانت گروهی به‌جای اخذ وثیقه استفاده می‌کنند، اما نمونه‌های موفق دولتی یا متکی بر اخذ وثیقه نیز وجود دارند. با این‌حال پای‌بندی به بعضی اصول ضروری است؛ ازجملهٔ این اصول، تسهیل اشتغال برای قشری از جامعه است که از تسهیلات مالی بانک‌داری سنتی محروم هستند. تمرکز برنامه‌های این‌چنینی باید بر فقرا باشد و در کنار آن به پایداری نظام خدمت‌رسانی به آنان اندیشیده شود تا تعادلی بین ثمربخشی کوتاه‌مدت و بلندمدت برقرار شود (احمدیان، ۱۳۹۵).

بنیاد برکت یکی از زیرمجموعه‌های ستاد اجرایی فرمان امام(ره) است که هدف اصلی خود را توسعهٔ کسب‌وکارهای پایدار و توانمندسازی اقتصادی و اجتماعی جوامع محروم با توجه به مزیت‌های نسبی و رقابتی مناطق روستایی قرار داده است. جامعهٔ روستایی، سرمایهٔ انسانی و اجتماعی کشور و پایهٔ اصلی تلاش تولید و توسعهٔ پایدار است. بنیاد برکت با تدوین چارچوب مفهومی توسعهٔ مناطق محروم و روستایی که مبتنی‌بر مبانی علمی و تجربیات بین‌المللی الگوهای توسعه و نیز توجه به نقاط قوت و ضعف مناطق روستایی و محروم است، سعی دارد با برنامه‌ی مشخص و در گام‌های عملیاتی به محرومیت‌زدایی از مناطق روستایی و ایجاد اشتغال پایدار در آن جوامع بپردازد و ازاین‌رو، طرح‌های «آسمان، آفتاب، سحاب و مهتاب» طراحی و تدوین شده است (مقدمه کتاب طرح سحاب، ۱۳۹۸). در این پژوهش، عملکرد طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت ستاد اجرایی فرمان امام(ره) که از سال ۱۳۹۷ در مناطق روستایی مشغول به فعالیت است، برروی رفاه اجتماعی مناطق روستایی هدف مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این‌منظور، پنج شاخص از متغیرهای شاخص رفاه اجتماعی لگاتوم را انتخاب و اثرات اعتبارات خرد را بر روی آن بررسی می‌کند.

شاخص رفاه لگاتوم[1] به‌عنوان ابزار عملی برای کمک به شناسایی اقدامات خاص برای کمک به تقویت مسیرهای فقر جهت دستیابی به رفاه ایجاد شده است. این شاخص به‌گونه‌ای طراحی شده است که طیف وسیعی از کاربران؛ ازجمله رهبران سیاسی، سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران، رهبران تجاری، نیکوکاران، روزنامه‌نگاران و محققان را به نفع خود قرار دهد (شاخص رفاه اجتماعی لگاتوم، ۲۰۲۰). در ادامه پنج شاخص رفاه اجتماعی استفاده شده در این پژوهش، از سایت لگاتوم[2] به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

- **سرمایهٔ اجتماعی**[3]

شاخص سرمایهٔ اجتماعی میزان انسجام جامعه را ازنظر اعتماد، احترام و کمک به یکدیگر و ساختارهای نهادی که با آن‌ها تعامل دارند، اندازه‌گیری می‌کند. رفاه یک فرد به بهترین وجه در جامعه‌ای تأمین می‌شود که افراد به یکدیگر اعتماد داشته و از حمایت دوستان و خانواده خود برخوردار باشند. جوامع با سطح اعتماد پایین‌تر تمایل دارند سطح پایین‌تری از رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی را تجربه کنند؛ بنابراین، کلمه «سرمایه» در «سرمایهٔ

---

1. The LegatumProsperity Index
2. Legatum Institute
3. Social Capital

اجتماعی» سهم شبکه‌های اجتماعی را به‌عنوان دارایی که بازده اقتصادی ایجاد می‌کند و باعث بهبود رفاه می‌شود، برجسته می‌کند. شاخص سرمایهٔ اجتماعی از پنج عنصر روابط شخصی و خانوادگی، شبکه‌های اجتماعی، مشارکت مدنی و اجتماعی، اعتماد بین فردی و اعتماد نهادی ساخته شده است که برای محاسبه هر یک از این عناصر، از چند گویه استفاده شده است. سرمایهٔ اجتماعی مفهومی چند بعدی و تأثیرگذار در بسیاری از حوزه‌های جامعه است و جایگاه ویژه‌ای در ادبیات توسعه دارد تا جایی‌که سطح توسعه‌یافتگی به‌صورت بی‌واسطه معرف سطح رفاه اجتماعی آن جامعه است و ارتباط میان سرمایهٔ اجتماعی و توسعه را به ارتباط میان سرمایهٔ اجتماعی و رفاه اجتماعی می‌توان تأویل کرد تا جایی‌که شاخص‌هایی مانند روحیهٔ اجتماعی، همبستگی اجتماعی، مشارکت اجتماعی و سرمایهٔ اجتماعی برای سنجش رفاه اجتماعی مورد استفاده قرار می‌گیرد (اعظمی و هدایتی‌نیا، ۱۳۹۷).

- **محیط سرمایه‌گذاری**[1]

شاخص محیط سرمایه‌گذاری، میزان حفاظت مناسب سرمایه‌گذاری از طریق وجود حقوق مالکیت، حمایت از سرمایه‌گذاران و اجرای قرارداد و هم‌چنین میزان سرمایه‌های داخلی و بین‌المللی متنوعی را برای سرمایه‌گذاری اندازه‌گیری می‌کند. هرچه یک سیستم حقوقی بیشتر از سرمایه‌گذاری‌ها محافظت کند، سرمایه‌گذاری می‌تواند رشد اقتصادی را با اطمینان بیشتر پیش‌ببرد. شاخص محیط سرمایه‌گذاری از پنج عنصر حقوق مالکیت، حمایت از سرمایه‌گذار، اجرای قرارداد، اکوسیستم تأمین مالی و محدودیت‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی ساخته شده است. همان‌طورکه در تعریف شاخص محیط سرمایه‌گذاری آمده است، محیط سرمایه‌گذاری مناسب شرایط رشد اقتصادی را بهتر و بیشتر فراهم می‌کند که رشد اقتصادی یکی از مؤلفه‌های رفاه اجتماعی درنظر گرفته می‌شود.

- **کیفیت اقتصادی**[2]

شاخص کیفیت اقتصادی، میزان توانایی اقتصادی یک کشور را برای تولید ثروت به‌طور پایدار و با مشارکت کامل نیروی کار آن اندازه‌گیری می‌کند. اقتصاد قوی به تولید طیف متنوعی از کالاها و خدمات با ارزش و مشارکت بالای نیروی کار وابسته است. شاخص کیفیت اقتصادی از پنج عنصر پایداری مالی، ثبات اقتصاد کلان، بهره‌وری و رقابت‌پذیری، پویایی و اشتغال نیروی کار ساخته شده است. عناصر شاخص کیفیت اقتصادی هر یک به‌صورت جداگانه شرایط را برای رشد اقتصادی بهینه فراهم می‌آورد؛ برای مثال، ثبات اقتصاد کلان مانند ثبات در نرخ تورم، زمینه را برای تصمیم‌گیری بهتر برای تولید و سرمایه‌گذاری که زمینه‌ساز رشد متعادل هستند را ایجاد می‌کند و رشد اقتصادی زمینه‌ساز رفاه اجتماعی است.

- **سلامت**[3]

شاخص سلامت، میزان سلامت افراد و دسترسی به خدمات لازم برای حفظ سلامتی را اندازه‌گیری می‌کند. کسانی که از سلامت جسمی و روانی خوبی برخوردار هستند، سطح بالایی از سلامتی را گزارش می‌کنند، درحالی‌که سلامتی ضعیف، مانع بزرگی برای تحقق توانایی‌های بالقوه افراد است. پوشش و در دسترس بودن مراقبت‌های بهداشتی مؤثر، همراه با رفتارهایی که یک سبک زندگی سالم را حفظ می‌کنند، برای رونق فردی و

---

1. Investment Environment
2. Economic Quality
3. Health

ملی مهم هستند. شاخص سلامت از شش عنصر عوامل: خطرساز رفتاری، مداخلات پیشگیرانه، سیستم‌های مراقبت، بهداشت روان، سلامت جسمی و طول عمر یا امید به زندگی ساخته شده است. سلامت به‌دلیل نقشی که در ارتقای کیفیت منابع انسانی دارد، ارتباط عمیق‌تری با رفاه اجتماعی دارد. کیفیت منابع انسانی به افزایش مناسب بهره‌وری نیروی کار و سپس رشد اقتصادی منجر می‌شود که رفاه اجتماعی را به‌دنبال خواهد داشت.

- **آزادی و ایمنی فردی**[1]

آزادی شخصی، میزان آزادی که جمعیت یک کشور در تعیین مسیر زندگی خود بدون محدودیت‌های بی‌مورد را درنظر می‌گیرد، تعیین می‌کند. این محدودیت شامل آزادی از زور و محدودیت در حرکت، سخنرانی و اجتماع است. در این موضوع سطح مأموریتی که فرد تجربه می‌کند و آزادی وی از تبعیض، اساسی است. هم‌چنین یک محیط امن و پایدار برای جذب سرمایه‌گذاری و پایداری رشد اقتصادی ضروری است. به‌طور خلاصه، یک ملت می‌تواند فقط در یک محیط با آزادی فردی و امنیت برای شهروندان خود، پیشرفت کند. شاخص آزادی و ایمنی فردی از پنج عنصر آزادی بیان و دسترسی به اطلاعات، عدم وجود تبعیض قانونی، سه نظر: اجتماعی، جرم خشونت‌آمیز و جرم مالکیت ساخته شده است؛ همان‌طورکه در قسمتی از تعریف آمده است محیط امن به جذب مناسب سرمایه‌گذاری و پایداری در رشد اقتصادی کمک می‌کند که رفاه اجتماعی به‌تبع رشد اقتصادی ارتقا می‌یابد (شاخص رفاه اجتماعی لگاتوم، ۲۰۲۰). درمجموع، اعتبارات خرد منجر به اشتغال در مناطق روستایی می‌شود و این اشتغال ازطریق شاخص‌های رفاه اجتماعی به بهبود رفاه اجتماعی منجر می‌شود. مدل مفهومی تأثیر اعتبارات خرد بر رفاه اجتماعی در نمودار ۱ آورده شده است.

نمودار ۱: مدل مفهومی تحقیق

Diag. 1: Research conceptual model

۲-۲. ادبیات تجربی

پژوهش‌های مختلفی در خصوص اثرات اعتبارات خرد برروی ابعاد مختلف رفاه اجتماعی مناطق روستایی صورت گرفته است. این پژوهش‌ها گاه تنها به اثرات اعتبارات خرد و گاه بر روی فرایند و نحوهٔ اجرای آن می‌پردازد؛ برای مثال، «ناگروهو»[2] (۲۰۱۱) با استفاده از روش مدل لاجیت به بررسی تأثیر رفاهی سرمایه‌های خرد در

[1]. Personal Freedom & Safety
[2]. Agus Eko Nugroho

خانه‌های روستایی در چهار روستای بویولالی اندونزی پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که دسترسی به خدمات خرد در سطوح بالاتر آموزش کودک، در اعتماد به نفس بیشتر در برخورد با دیگران و کاهش احتمال مواجهه با مشکلات مالی خانوار نقش دارد. هم‌چنین «دانگ» و «آن جیم»[1] (۲۰۱۴) با استفاده از روش داده‌های مقطعی از پیمایش سطح زندگی در ویتنام[2] (VLSS) در طی دورهٔ ۱۹۹۲–۲۰۱۰م. نشان می‌دهند که تأمین مالی خرد به‌میزان قابل‌توجهی به مصرف خانوار کمک می‌کند. براساس این، پیشنهاد می‌شود که اعتبارات خرد ابزاری برای خانوارهای فقیر جهت هموارسازی مصرف در دوره‌های حساس و بهبود درآمد فراهم می‌کند. ازسوی دیگر، «آگبولا» و همکاران[3] (۲۰۱۷) به تأثیر تأمین مالی خرد در کاهش فقر، اقدامات رفاهی بهداشت، آموزش و استاندارد زندگی از ۲۱۱ خانوار مشتری و غیرمشتری که به آن‌ها تسهیلات پرداخت می‌کند، می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که از هر پنج خانوار بیش از یک خانوار چند بُعدی فقیر هستند و خانوارهای غیرمشتری فقیرتر از خانوارهای مشتری خرد مالی هستند. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که تأمین مالی خرد تأثیری مثبت و ملایم بر کاهش فقر دارد، زیرا درآمد و پس‌انداز خانوارهای مشتری تأمین مالی خرد از خانواده‌های غیرمشتری بیشتر است. هم‌چنین «تو»[4] و «گوتو»[5] (۲۰۲۰) بررسی می‌کنند که آیا تأمین مالی خرد ارائه شده توسط بانک ویتنام برای سیاست‌های اجتماعی، رفاه خانوار اقلیت‌های قومی ساکن در مناطق کوهستانی شمالی ویتنام را بهبود می‌بخشد. روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای برای نمونهٔ ۲۸۹ خانوار به‌کار گرفته شده است. نتایج نشان‌دهندهٔ تأثیرات مثبت و ثابت وام‌های مالی خرد بر کل هزینه‌های سرانه و هزینه‌های آموزشی به ازای هر دانش‌آموز است که از اثرات رفاهی وام‌های مالی خرد بر اقلیت‌های قومی در مناطق کوهستانی شمالی ویتنام حمایت می‌کند. البته برخی از پژوهش‌ها نشان از نداشتن اثرات رفاهی بر برخی از متغیرها مانند سلامت و آموزش است؛ برای مثال، «بانرجی»[6] و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی نتایج حاصل از ارزیابی تصادفی یک برنامهٔ وام‌های خرد گروهی در ۵۲ محلهٔ حیدرآباد هند می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در مشاغل کوچک و سود مشاغل پیش از این افزایش یافته است، اما مصرف به‌طور قابل‌توجهی افزایش نیافته است. از سوی دیگر، هزینهٔ کالاهای بادوام افزایش، درحالی‌که هزینهٔ «کالاهای وسوسه»[7] (کالاهای مصرف‌شده از روی وسوسه مانند سیگار)، کاهش یافته است. هم‌چنین هیچ تغییر قابل‌توجهی در سلامت، آموزش یا توانمندسازی زنان یافت نشده است. در مقابل، «آنجلوچی» و همکاران[8] (۲۰۱۳) به نگرانی‌های حاصل از بالا بودن نرخ بهره و خسارت به متقاضیان تأمین اعتبار خرد می‌پردازند. آن‌ها نتیجه‌گیری می‌کنند که نرخ بهرهٔ بالا برای کمک به فقرا منجر به خسارت بیشتر وام‌گیرندگان به‌دلیل پرداخت نرخ بهره بالا شود. هم‌چنین «ماشینگامبی»[9] (۲۰۲۰) بیان می‌کند که موضوع تأثیر مالی خرد در کاهش فقر به‌ترتیب حول دو رویکرد متضاد بوده است که به‌ترتیب از وام‌های پایدار و وام‌های یارانه‌ای حمایت می‌کنند. بررسی‌ها حاکی از آن است که الگوی وام‌های پایدار عمدتاً بر خدمات‌دهی به

---

1. Duong & Nghiem
2. Vietnam Living Standards Survey
3. Agbola, Acupan & Mahmood
4. Vu Ha Thu
5. Daisaku Goto
6. Banerjee
7. Temptation Goods
8. Angelucci, Karlan & Zinman
9. Machingambi

مشتریان «فقیر فعال»[1] متمرکز است؛ درحالی‌که رویکرد اعطای وام به‌ترتیب به خدمات به مشتریان «فقیر اقتصادی»[2] متمرکز است. مشتریان «فقیر فعال» به‌عنوان کسانی درنظر گرفته می‌شوند که دارای مهارت‌های قابل‌فروش یا تسلط بر درآمد دارایی هستند و وام‌گیرنده‌هایی با اعتبار محسوب می‌شوند. در مقابل، مشتریان فقیر اقتصادی نه مهارت فروش دارند و نه دارایی کسب می‌کنند. از کشاورزان خرده مالک به‌عنوان یک نماینده برای مشتریان بسیار فقیر استفاده می‌شود که مفهوم پایداری را مفهوم می‌بخشد؛ بنابراین کشاورزان خرده مالک باید مشتری‌های هدفمند برای صندوق‌های پایدار مالی باشند.

برخلاف پژوهش‌های خارجی، پژوهش‌های داخلی بر بررسی اثرات تمرکز دارد و موارد دیگر مانند میزان نرخ بهره و شناسایی انواع فقیر و امثال آن تحقیقی صورت نگرفته است؛ برای مثال، «حسن‌زاده» و همکاران (۱۳۸۵) با روش پانل دیتا در ۲۸ استان کشور و برای سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۰هش. به آثار کاهش فقر و نابرابری می‌پردازند. نتایج مدل حاکی از آن است که تخصیص اعتبارات خرد زمانی به کاهش فقر منجر می‌شود که اولاً، طبقات گوناگون فقر به‌خوبی شناسایی شود؛ و ثانیاً، این اعتبارات برای ایجاد اشتغال باشد؛ به‌عبارت دیگر، کاهش فقر از طریق اعطای اعتبارات خرد با ایجاد اشتغال و برابری فرصت‌های شغلی امکان‌پذیر است. هم‌چنین «مرتضوی‌فر» و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی آثار تأمین مالی خرد بر رفاه اقتصادی خانوار و نیز بر فقر خانوارهای تحت پوشش صندوق اشتغال کمیتهٔ امداد در استان تهران با استفاده از مدل رگرسیونی پروبیت پرداخته است. نتایج حاصل بدین‌قرار است که تمامی خانوارهای بهره برده از خدمات مالی این صندوق درآمدشان نسبت به قبل افزایش یافته است. هم‌چنین تعدادی از خانوارها با استفاده از این اعتبارات توانسته‌اند خود را به سطحی بالاتر از خط فقر ارتقا داده و خود را از فقر رهایی بخشند؛ لذا شرکت در برنامه‌های مالیهٔ خرد اثر مثبتی بر رفاه خانوار و نیز کاهش فقر دارد. از سوی دیگر، «محمدی‌یگانه» و همکاران (۱۳۹۳) به شناسایی میزان تأثیرات راهبرد تخصیص اعتبارات خرد بر توانمندسازی اقتصادی فقرای روستایی می‌پردازد. روش تحقیق به صورت توصیفی-تحلیلی است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد، این اعتبارات نتوانسته است توانمندسازی اقتصادی فقرای روستایی را در پی داشته باشد، اما رابطه‌ی معناداری میان افزایش میزان اعتبارات و بهبود شاخص‌های توانمندسازی اقتصادی وجود دارد؛ البته، «محمدی» و همکاران (۱۳۹۷) به شناخت ابعاد توانمندسازی و اثرات صندوق‌های تأمین مالی خرد با استفاده از روش توصیفی-همبستگی می‌پردازند. نتایج مطالعه درخصوص ابعاد توانمندسازی زنان روستایی در شش بُعد حاکی از آن است که میزان اثرگذاری تأمین مالی خرد در حد متوسط بوده و بیشترین اثر بر بُعد توانایی تصمیم‌گیری و اعتماد به نفس زنان روستایی دارد؛ هم‌چنین همه ابعاد شش‌گانهٔ توانمندسازی با یک‌دیگر هم‌بستگی مستقیم و معناداری داشتند.

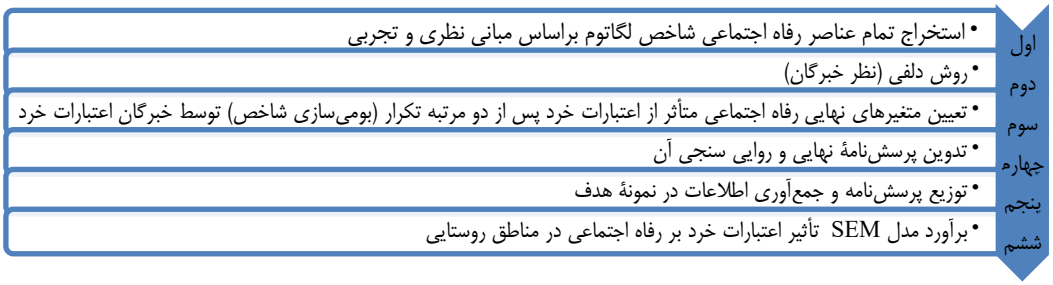
۳. روش‌شناسی تحقیق

روش تحقیق به‌کار گرفته شده توصیفی و پیمایشی و ازنظر هدف کاربری است. ابزار گردآوری اطلاعات مربوط به آن پرسش‌نامه است که از نوع محقق ساخته بوده و روایی آن توسط پانل متخصصین تأیید گردیده است. تعداد

---

[1]. Active poor
[2]. Economic poor

جامعهٔ مورد هدف ۴۰ هزار نفر از متقاضیان طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت در جوامع روستایی در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ است که به‌واسطهٔ اعتبارات خرد، طرح‌های اشتغال‌زایی راه‌اندازی کرده‌اند. با استفاده از فرمول کوکران در سطح خطای ۵٪، تعداد نمونهٔ ۳۸۱ نفر از اعضای جامعه انتخاب شده است. روش نمونه‌گیری، نمونه‌گیری خوشه‌ای[1] است که در این روش، ۵ استان: یزد، خراسان جنوبی، هرمزگان، همدان و گلستان به‌دلیل تنوع جغرافیایی، منابع طبیعی، فرهنگی، اقلیمی و... به‌عنوان خوشه (نمونه) انتخاب شده است؛ فرآیند انجام تحقیق در نمودار ۲، ارائه شده است.



نمودار ۲: فرآیند انجام تحقیق

Diag. 2: Research Process Steps

این پژوهش با توجه به اثرگذاری اعتبارات خرد بر رفاه اجتماعی در تحقیقات پیشین، شاخص رفاه اجتماعی لگاتوم (مبنای نظری پژوهش حاضر، شاخص رفاه لگاتوم در سال ۲۰۲۰ از سایت لگاتوم است) را به‌عنوان متغیر رفاه اجتماعی خود به‌دلیل دارا بودن زیرشاخص‌های متنوع درنظر گرفته است. در این مرحله، زیر عناصر شاخص لگاتوم براساس طیف لیکرت پنج‌گزینه‌ای در اختیار گروه خبرگان برای اجرای روش دلفی قرار گرفت. روش دلفی یا تکنیک دلفی، یک روش ساختاریافته و دارای چارچوب برای ارتباط گروهی میان کارشناسان و خبرگان است تا بتوانند به کمک آن، تصمیم‌گیری و تحلیل در شرایط ابهام را با حداقل خطای ممکن انجام دهند؛ سپس نظرات براساس بومی‌سازی شاخص‌ها جهت تهیهٔ پرسش‌نامه با معیارهای روستاهای ایران به روش جزء به کل جمع‌آوری و شاخص‌هایی که نمرهٔ بالاتر از میانگین، یعنی نمرهٔ ۳ کسب کرده بودند به‌عنوان شاخص انتخاب شدند. پس از طراحی سؤالات، مجدد سؤالات برای سنجش روایی به خبرگان جهت بررسی شاخص نسبت روایی محتوایی (CVR[2]) ارسال شد. براساس این شاخص، حداقل مقدار قابل‌قبول برای شاخص CVR برابر با ۰/۶۲ است و اگر شاخص CVR گویه‌های کمتر از ۰/۶۲ باشد آن گویه بایستی حذف شود که درنهایت، پرسش‌نامه‌ای با ۳۰ گویه در طیف پنج‌گزینه‌ای لیکرت (خیلی کم، کم، متوسط، زیاد، خیلی زیاد) با پنج مؤلفه: محیط سرمایه‌گذاری، محیط اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی فردی و ایمنی طراحی شد. گروه خبرگان در این تحقیق شامل: اساتید دانشگاه، مدیران و کارشناسان بنیاد برکت و مجریان طرح‌های اشتغال‌زایی در مناطق

---

[1]. هرگاه جامعهٔ مورد بررسی خیلی وسیع و گسترده باشد و تهیهٔ فهرست تمامی اعضای جامعه امکان‌پذیر نباشد، انتخاب نمونه ازنظر اجرایی مشکل به‌نظر می‌رسد؛ لذا از طریق نمونه‌گیری خوشه‌ای، کشور را به چند خوشه (استان) تقسیم کرده و سپس نمونه ازمیان چند خوشهٔ منتخب به‌صورت تصادفی انتخاب می‌شود.

[2]. Content validity ratio

روستایی بودند که به روش نمونه‌گیری هدفمند و قضاوتی انتخاب شده‌اند. گروه پانل خبرگان از ۱۳ عضو تشکیل شده است که از این تعداد ۱۰ نفر دارای مدرک تحصیلی دکتری و ۳ نفر دارای مدرک تحصیلی کارشناسی ارشد است. حجم و تعداد افراد نمونه در گروه خبرگان با توجه به سطح اشباع نظری در نظر گرفته شده است. ویژگی‌های خبرگان پژوهش این است که از نظر آگاهی و اطلاعات در این زمینه برجسته باشند و بتوانند با ارائه اطلاعات دقیق، نمادی از جامعه باشند. برای تعیین پایایی، پرسش‌نامه نهایی براساس نتایج روایی صوری و محتوایی، در بین ۳۸۱ نفر از اعضای نمونه به صورت آزمایشی اجرا شد. مقدار ضریب آلفای کرونباخ کل گویه‌ها ۰/۹۱۵ به دست آمد که بیانگر سازگاری درونی قوی است. البته مقدار آلفای کرونباخ هر شاخص نیز به طور جداگانه محاسبه شده است (جدول ۱). بعد از جمع‌آوری داده‌ها، اعتبار سؤالات پژوهش با تحلیل عاملی تأییدی مورد سنجش قرار می‌گیرد. تحلیل عاملی به بعضی از روش‌های آماری چند متغیره که هدف اصلی آن خلاصه نمودن داده‌ها است اطلاق می‌گردد. این روش، همبستگی درونی متغیرها با تعداد بالا را مورد بررسی قرار می‌دهد و در پایان به دسته‌بندی متغیرها به شکل عامل‌های عمومی محدود و تبیین آنها می‌پردازد. تحلیل عاملی به دو صورت تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل عاملی اکتشافی است. در نهایت،روابط بین ۵ مؤلفه با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت و الگویی براساس روابط بین مؤلفه‌ها ارائه شده است. مدل معادلات ساختاری روشی برای بررسی روابط میان متغیرهای پنهان است که همزمان متغیرهای مشاهده‌پذیر را نیز در نظر می‌گیرد. منظور از متغیرهای پنهان همان عوامل اصلی هستند که در یک الگو یا مدل مفهومی نمایش داده می‌شوند. متغیرهای مشاهده‌پذیر نیز همان گویه‌ها یا سؤالات مربوط به سنجش عوامل اصلی می‌باشند. برای تجزیه و تحلیل از نرم افزار Amos24 و spss20 استفاده شده است.

جدول ۱: میزان آلفای کرونباخ شاخص‌ها به تفکیک مؤلفه‌های رفاه اجتماعی

Tab. 1: The amount of Cronbach's alpha of indicators by the components of social welfare

ردیف	گویه‌های مرتبط	تعداد سؤالات	آلفای کرونباخ
۱	محیط سرمایه‌گذاری	۷	۰/۷۳۹
۲	کیفیت اقتصادی	۸	۰/۸۵۹
۳	سرمایهٔ اجتماعی	۶	۰/۸۱۴
۴	سلامت	۵	۰/۷۷۲
۵	آزادی فردی و امنیت	۵	۰/۶۲۹

(منبع: یافته‌های پژوهش).

٤. یافته‌های تحقیق

در این پرسش‌نامه، ۳۸۱ نفر از متقاضیان طرح‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ مورد مطالعه قرار گرفته‌اند و اطلاعات: جنسیت، سن، تحصیلات، تأهل، استان، رسته فعالیت، درآمد و مذهب از آن‌ها در جدول ۲، آورده شده است.

جدول ۲: تجزیه و تحلیل اطلاعات کمی مصاحبه‌شوندگان

Tab. 2: Analysis of Quantitative Interview Data

ردیف	سن	فراوانی	درصد	تحصیلات	فراوانی	درصد	رسته فعالیت	فراوانی	درصد	جنسیت	فراوانی	درصد
۱	زیر ۲۵ سال	۴	۱	بی‌سواد	۱۴	۴	دامپروری	۱۶۴	۴۳	مرد	۲۵۱	۶۶
۲	۲۵ تا ۳۰ سال	۷۸	۲۰	زیر دیپلم	۱۷۱	۴۵	خدمات	۱۴۳	۳۷	زن	۱۳۰	۳۴
۳	۳۰ تا ۳۵ سال	۱۲۰	۳۲	دیپلم	۱۰۲	۲۷	کشاورزی	۳۴	۹	–	–	–
۴	۳۵ تا ۴۰ سال	۵۸	۱۵	فوق‌دیپلم	۲۴	۶	طیور	۲۴	۶	–	–	–
۵	۴۰ تا ۴۵ سال	۷۲	۱۹	کارشناسی	۶۲	۱۶	صنعت	۱۰	۳	–	–	–
۶	۴۵ سال به بالا	۴۹	۱۳	ارشد و بالاتر	۸	۲	آبزیان	۶	۲	–	–	–
ردیف	**استان**	**فراوانی**	**درصد**	**تأهل**	**فراوانی**	**درصد**	**درآمد (میلیون)**	**فراوانی**	**درصد**	**مذهب**	**فراوانی**	**درصد**
۱	خراسان جنوبی	۱۷۸	۴۷	مجرد	۷۶	۲۰	۲ تا ۴	۱۸۲	۴۸	شیعه	۳۵۱	۹۲
۲	هرمزگان	۶۶	۱۷	متأهل	۲۸۳	۷۴	۰ تا ۲	۱۶۹	۴۴	سنی	۳۰	۸
۳	همدان	۵۱	۱۳	متارکه/ مطلقه	۶	۲	۴ تا بیشتر	۳۰	۸	–	–	–
۴	یزد	۴۶	۱۲	همسر فوت شده	۱۶	۴	–	–	–	–	–	–
۵	گلستان	۴۰	۱۱	–	–	–	–	–	–	–	–	–

(منبع: یافته‌های پژوهش).

– دیدگاه کلی پاسخ‌گویان نسبت به ابعاد مختلف مؤلفه‌های رفاه اجتماعی متأثر از اعتبارات خرد مانند محیط سرمایه‌گذاری، کیفیت اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی و ایمنی فردی: در ابتدا زیرشاخص‌های رفاه اجتماعی براساس میانگین نمرات پاسخ‌گویی محاسبه و برای رتبه‌بندی به‌لحاظ آماری مورد استفاده قرار گرفت. محیط سرمایه‌گذاری شاخصی است که پاسخ‌دهندگان بیشتری رضایت را از آن داشته‌اند و شاخص سرمایهٔ اجتماعی شاخصی است که رضایت پاسخ‌دهندگان از آن در رتبهٔ آخر قرار دارد. البته تأکید می‌گردد که همهٔ مؤلفه‌ها به‌لحاظ میانگین پاسخ‌دهندگان از رتبهٔ خوبی برخوردار هستند و بیشتر از عدد ۳ می‌باشند. نکتهٔ قابل تأمل دیگر، رضایت بیشتر پاسخ‌دهندگان به‌دلیل برخورداری از حوزهٔ سلامت ناشی از افزایش درآمد بوده است (جدول ۳). در ادامه از هر یک از مؤلفه‌ها به‌صورت جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۳: وضعیت رتبه‌بندی مؤلفه‌های رفاه اجتماعی (n=۳۸۱)

Tab. 3: Ranking status of social welfare components (n=381)

مؤلفه	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	رتبه
محیط سرمایه‌گذاری	۳/۹۴	۰/۶۰	۰/۱۵	۱
سلامت	۳/۹۳	۰/۶۷	۰/۱۷	۲
آزادی و امنیت فردی	۳/۷۲	۰/۶۳	۰/۱۷	۳
کیفیت اقتصادی	۳/۵۶	۰/۶۱	۰/۱۷	۴
سرمایهٔ اجتماعی	۳/۷۳	۰/۶۵	۰/۱۸	۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

پس از بررسی رتبه‌بندی زیرشاخص‌های رفاه اجتماعی، بررسی رتبه‌بندی گویه‌های هر یک از شاخص‌ها مورد واکاوی قرار می‌گیرد.

جدول ٤: وضعیت رتبه‌بندی زیرشاخص‌های مؤلفه رفاه اجتماعی (n=۳۸۱)

Tab. 4: Ranking status of social welfare component sub-indices (n=381)

شاخص	گویه	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	رتبه
محیط سرمایه‌گذاری	میزان راحتی دسترسی به اعتبارات	۴/۲۸	۰/۸۶	۰/۲۰	۱
	میزان حمایت از طرح‌های کارگاهی	۳/۸۲	۰/۸۰	۰/۲۱	۲
	میزان توجه به عدم شکل‌گیری انحصار در طرح‌ها	۳/۹۳	۰/۸۴	۰/۲۱	۳
	میزان جلوگیری از بروکراسی اضافی در دریافت تسهیلات	۴/۱۲	۰/۹۱	۰/۲۲	۴
	میزان توجه سازگاری طرح‌ها با حفظ محیط‌زیست	۳/۶۴	۰/۹۶	۰/۲۶	۵
	میزان دسترسی به اطلاعات تسهیلات	۴/۰۱	۱/۰۹	۰/۲۷	۶
	میزان راحتی دسترسی به بانک‌های طرف قرارداد بنیاد	۳/۸۰	۱/۱۷	۰/۳۱	۷
کیفیت اقتصادی	میزان افزایش اشتغال در روستا	۴/۰۳	۰/۷۷	۰/۱۹	۱
	میزان کاهش بیکاری جوانان در روستا	۳/۷۷	۰/۸۰	۰/۲۱	۲
	میزان افزایش مشارکت نیروی کار زنان	۳/۷۲	۰/۸۱	۰/۲۲	۳
	میزان بهبود اداره زندگی با افزایش درآمد	۳/۳۰	۰/۷۷	۰/۲۳	۴
	میزان افزایش اشتغال تبعی در روستا	۳/۵۹	۰/۸۳	۰/۲۳	۵
	میزان افزایش تولید در طرح‌ها	۳/۵۴	۰/۸۵	۰/۲۴	۶
	میزان کاهش خط فقر در روستا	۳/۲۶	۰/۹۱	۰/۲۸	۷
	میزان افزایش بهره‌وری نیروی کار	۳/۲۸	۱/۰۶	۰/۳۲	۸
سرمایهٔ اجتماعی	میزان اطمینان به تسهیل‌گران در فرآیند تشکیل پرونده	۴/۱۱	۰/۷۷	۰/۱۸	۱
	میزان افزایش اعتماد بین یکدیگر	۳/۷۶	۰/۷۳	۰/۱۹	۲
	میزان فرصت ایجاد ارتباط با دیگران	۳/۸۸	۰/۸۸	۰/۲۳	۳
	میزان کمک به خانواده‌های دیگر	۳/۶۴	۰/۸۹	۰/۲۴	۴
	میزان کمک به خانواده و دوستان با افزایش درآمد	۳/۳۰	۰/۹۷	۰/۲۹	۵
	میزان خوشحالی و شادی خانواده برای ایجاد طرح اشتغال‌زایی	۳/۶۸	۱/۰۹	۰/۳۰	۶
سلامت	میزان جلوگیری از عوامل پرخطر مانند خودکشی	۴/۲۰	۰/۸۳	۰/۲۰	۱
	میزان افزایش امید به زندگی	۳/۸۶	۰/۸۶	۰/۲۲	۲
	میزان جلوگیری از مصرف مواد مخدر	۳/۹۴	۰/۹۳	۰/۲۴	۳
	میزان احساس سلامت روحی و روانی	۳/۷۳	۰/۹۸	۰/۲۶	۴
	میزان جلوگیری از افسردگی	۳/۸۲	۱/۰۲	۰/۲۷	۵
آزادی و ایمنی فردی	میزان کاهش سخت‌گیری و افزایش سلامت جسمی زنان	۳/۷۵	۰/۷۷	۰/۲۰	۱
	میزان کنترل خشونت و درگیری به دلیل ایجاد اشتغال	۴/۰۶	۰/۸۵	۰/۲۱	۲
	میزان ترغیب بزرگان به حل‌وفصل اختلافات	۳/۸۳	۰/۸۵	۰/۲۲	۳
	میزان عدم تفاوت مرد یا زن بودن متقاضی	۳/۳۸	۱/۴	۰/۴۱	۴

(منبع: یافته‌های پژوهش).

بررسی گویه‌های مرتبط با محیط سرمایه‌گذاری حاکی از آن است که میزان راحتی دسترسی به اعتبارات که مهم‌ترین هدف بنیاد برکت برای راه‌اندازی برنامه‌های اشتغال‌زایی بوده است با میانگین ۴/۲۸ در رتبهٔ اول قرارداد. نکتهٔ قابل‌تأمل دیگر در حوزهٔ محیط سرمایه‌گذاری، بالا بودن میانگین گویه «میزان جلوگیری از

بروکراسی اضافی در دریافت تسهیلات» است که این موضوع نشان از رضایت بیشتر پاسخ‌دهندگان از کاهش بروکراسی در دریافت تسهیلات بنیاد برکت است. ازسوی دیگر، بالاتر از ۴ بودن میانگین گویه، میزان دسترسی به اطلاعات تسهیلات نشان‌دهنده در دسترس قرار دادن اطلاعات تسهیلات و فرآیند آن به متقاضیان طرح‌های اشتغال‌زایی است. از سوی دیگر، بررسی گویه‌های کیفیت اقتصادی به‌عنوان شاخص دیگر رفاه اجتماعی حاکی از آن است که بنیاد برکت به هدف خود، یعنی اشتغال‌زایی در مناطق محروم روستایی و کسب رضایت از متقاضیان در سطح بالایی دست یافته است. هم‌چنین در راستای افزایش اشتغال‌زایی، سعی در اشتغال جوانان و کاهش بیکاری آن‌ها را در اولویت خود قرار داده است؛ لذا گویهٔ «میزان کاهش بیکاری جوانان در روستا» رتبهٔ دوم را کسب کرده است. یادآوری می‌شود که گویهٔ «میزان افزایش بهره‌وری نیروی کار» در پایین‌ترین سطح مؤلفه کیفیت اقتصادی قرار دارد که نشان‌دهندهٔ کاهش رضایت پاسخ‌دهندگان از بهره‌وری نیروی کار در رسته‌های مختلف اشتغال‌زایی است. بررسی گویه‌های سرمایهٔ اجتماعی به‌عنوان شاخص سوم، حاکی از آن است که گویه‌های میزان اطمینان به تسهیل‌گران در فرآیند تشکیل پرونده و میزان افزایش اعتماد بین یکدیگر در رتبهٔ اول و دوم قرار دارد؛ البته با این‌که گویهٔ میزان خوشحالی و شادی خانواده برای ایجاد طرح اشتغال‌زایی در رتبهٔ آخر قرار دارد، ولی به‌لحاظ میانگین از امتیاز خوبی برخوردار است که نشان‌دهندهٔ ایجاد شادی و کامیابی اکثر خانواده‌ها از دست‌یابی یکی از اعضای خانواده به شغل حکایت دارد. بررسی گویه‌های سلامت حکایت از آن دارد که میانگین همهٔ گویه‌ها به‌خصوص «میزان جلوگیری از عوامل پرخطر مانند خودکشی»، «میزان جلوگیری از مصرف مواد مخدر» و «میزان افزایش امید به زندگی» در حد نسبتاً بالا قرار دارد. بالا بودن میانگین پاسخ‌دهندگان به گویه‌های سلامت و نوع گویه‌های سلامت حکایت از آن دارد که اشتغال‌زایی برای متقاضیان سلامت روحی بالایی را به ارمغان آورده و در کنار کاهش میزان افسردگی، امید به زندگی را در آن‌ها افزایش داده است. بررسی گویه‌های آزادی و ایمنی فردی حاکی از آن است که براساس ضریب تغییرات گویه‌های «میزان کاهش سخت‌گیری و افزایش سلامت جسمی زنان»، «میزان کنترل خشونت و درگیری به‌دلیل ایجاد اشتغال» و «میزان ترغیب بزرگان به حل‌وفصل اختلافات» به‌ترتیب در ردهٔ اول و سوم قرار دارند؛ البته میانگین بالاتر از چهار گویه «میزان کنترل خشونت و درگیری به‌دلیل ایجاد اشتغال» نشان‌دهندهٔ نظر مثبت و نسبتاً بالای کنترل خشونت ناشی از اشتغال به‌کار درمیان متقاضیان است (جدول ۴).

پس از بررسی دیدگاه پاسخ‌دهندگان نسبت به گویه‌ها، اثرگذاری هر یک از مؤلفه‌ها از طریق آزمون تی[۱] مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به طیف لیکرت پنج‌گزینه‌ای در این پژوهش، ارزش عدد مقایسهٔ ۳ انتخاب شده است؛ همان‌طورکه مشاهده می‌شود هر پنج مؤلفه رفاه اجتماعی در سطح اطمینان ۹۹٪ با توجه به مقدار درجهٔ آزادی و مقادیر پایین و بالای بازهٔ درجهٔ اطمینان که در همهٔ موارد مثبت است، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تخصیص اعتبارات خرد در مدل‌های اشتغال‌زایی بنیاد برکت بر هر یک از مؤلفه‌های شاخص رفاه اجتماعی، یعنی محیط سرمایه‌گذاری، کیفیت اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی و ایمنی فردی اثر مثبت داشته است. نتایج آماری این تحلیل در جدول ۵، آورده شده است.

---

[۱]. آزمون تی، آزمونی است که برای مقایسهٔ میانگین نمونه با میانگین جامعه یا یک عدد ثابت (به‌خصوص در پرسش‌نامه‌هایی با داشتن طیف لیکرت) مورداستفاده قرار می‌گیرد.

جدول ۵: نتایج بررسی مؤلفه‌های رفاه اجتماعی توسط آزمون تی

Tab. 5: The results of examining the components of social welfare by T-test

مؤلفه	۳ = ارزش تست					
	مقدار تی	درجه آزادی	سطح معناداری	تفاوت میانگین	۹۵٪ فاصلهٔ اطمینان	
					پایین	بالا
محیط سرمایه‌گذاری	۳۰/۸	۳۸۰	۰/۰۰۰	۰/۹۰	۰/۸۸	۱/۰۰
کیفیت اقتصادی	۱۸/۰	۳۸۰	۰/۰۰۰	۰/۵۶	۰/۵۰	۰/۶۲
سرمایهٔ اجتماعی	۲۲/۰	۳۸۰	۰/۰۰۰	۰/۷۲	۰/۶۶	۰/۷۹
سلامت	۲۷/۰	۳۸۰	۰/۰۰۰	۰/۹۳	۰/۸۶	۰/۹۹
آزادی و ایمنی فردی	۲۲/۶	۳۸۰	۰/۰۰۰	۰/۷۳	۰/۶۶	۰/۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

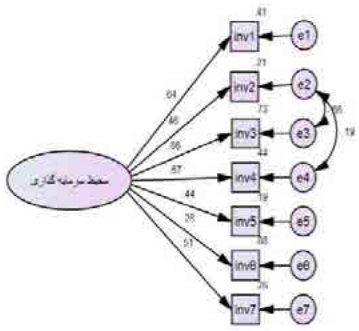
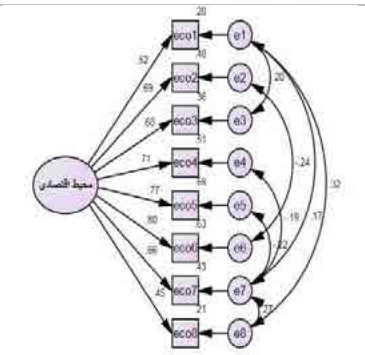
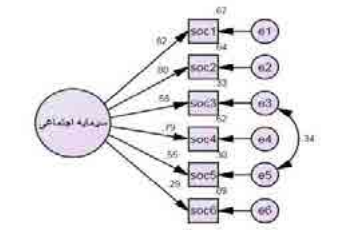
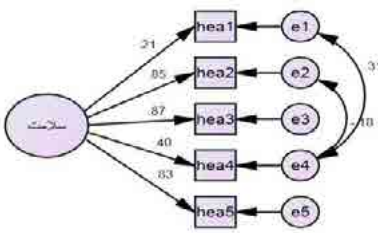
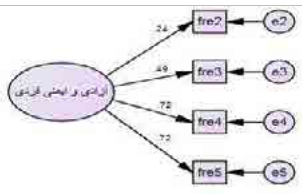
در ادامه، به‌منظور بررسی اعتبار سؤالات پرسش‌نامه از تکنیک تحلیل عاملی تأییدی استفاده می‌شود. در تحلیل عاملی تأییدی، سهم رابطهٔ بین متغیرهای آشکار و متغیرهای پنهان به‌وسیلهٔ بارهای عاملی نشان داده می‌شود. البته در این تحلیل هرچه میزان بارهای عاملی به عدد یک نزدیک‌تر باشد، گویای این مسأله است که سؤالات پرسش‌نامه ارتباط قوی‌تری با متغیرهای مکنون دارد. در ادامه، تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ اول[1] برای هر یک از مؤلفه‌های رفاه اجتماعی مورد سنجش قرار می‌گیرد.

در تحلیل عاملی مرتبهٔ اول رابطهٔ بین سؤالات و ابعاد مربوط به هر یک از شاخص‌های رفاه اجتماعی مانند: محیط سرمایه‌گذاری، کیفیت اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی و ایمنی فردی مورد بررسی قرار گرفته است. بارهای عاملی بزرگ‌تر از ۰/۴ مورد تأیید است. البته برای از دست ندادن اطلاعات مربوط به برخی از پرسش‌ها کمتر از ۰/۴ نیز آورده شده است؛ برای مثال، در مؤلفه محیط سرمایه‌گذاری برای از دست ندادن اطلاعات مربوط به یک پرسش که از اهمیت بالایی درخصوص تأمین اعتبارات خرد برخوردار بود، بار عاملی ۰/۲۸ برای آن گویه پذیرفته شده است. در مؤلفهٔ محیط سرمایه‌گذاری میزان راحتی دسترسی به بانک‌های طرف قرارداد بنیاد با بار عاملی ۰/۸۶ بیشترین بخش توضیح‌دهندگی مؤلفه محیط سرمایه‌گذاری را برعهده دارد؛ همان‌طورکه در جدول ۷، مشاهده می‌کنید بار عاملی همهٔ سؤالات مرتبط با مؤلفهٔ محیط سرمایه‌گذاری بالاتر از ۰/۴ می‌باشد. پس می‌توان نتیجه گرفت که این مفاهیم به‌خوبی سنجیده شده است. هم‌چنین مقدار بارهای عاملی در مؤلفهٔ کیفیت اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی و ایمنی فردی بالاتر از ۰/۴ است که می‌توان نتیجه گرفت که این مفاهیم به‌خوبی سنجیده شده است. البته برای ازدست ندادن اطلاعات مربوط به پرسش «میزان جلوگیری از مصرف مواد مخدر» در مؤلفه سلامت که از اهمیت بالایی درخصوص اثرات تأمین اعتبارات خرد برخوردار بود، بار عاملی ۰/۲۱ برای آن گویه پذیرفته شده است. هم‌چنین پرسش «میزان عدم تفاوت مرد یا زن بودن متقاضی» در مؤلفه آزادی و ایمنی و فردی که از اهمیت بالایی درخصوص بی‌تفاوت بودن تأمین اعتبارات خرد برای زنان و مردان حکایت داشت، بار عاملی ۰/۲۸ برای آن گویه پذیرفته شده است (جدول ۶).

[1]. First order confirmatory factor analysis

جدول ٦: مقادیر برآورده شده بارهای عاملی خرده مقیاس شاخص‌های رفاه اجتماعی

Tab. 6: Satisfied values of factor loadings of social welfare indicators subscale

شاخص	گویه	بار عاملی	نسبت بحرانی	
محیط سرمایه‌گذاری	میزان راحتی دسترسی به اعتبارات	۰/۶۴	–	
	میزان حمایت از طرح‌های کارگاهی	۰/۴۶	۶/۳	
	میزان راحتی دسترسی به بانک‌های طرف قرارداد بنیاد	۰/۸۶	۱۱/۸	
	میزان دسترسی به اطلاعات تسهیلات	۰/۶۷	۱۰/۷	
	میزان توجه به عدم شکل‌گیری انحصار در طرح‌ها	۰/۴۴	۷/۸	
	میزان جلوگیری از بروکراسی اضافی در دریافت تسهیلات	۰/۲۸	۵/۲	
	میزان توجه سازگاری طرح‌ها با حفظ محیط‌زیست	۰/۵۱	۹/۰	
کیفیت اقتصادی	میزان افزایش تولید در طرح‌ها	۰/۵۲	–	
	میزان افزایش بهره‌وری نیروی کار	۰/۶۹	۹/۳	
	میزان افزایش اشتغال در روستا	۰/۶۰	۹/۶	
	میزان افزایش مشارکت نیروی کار زنان	۰/۷۱	۹/۴	
	میزان افزایش اشتغال تبعی در روستا	۰/۷۷	۹/۸	
	میزان کاهش بیکاری جوانان در روستا	۰/۸۰	۹/۷	
	میزان کاهش خط فقر در روستا	۰/۶۶	۹/۷	
	میزان بهبود اداره زندگی با افزایش درآمد	۰/۴۵	۸/۶	
سرمایهٔ اجتماعی	میزان کمک به خانواده و دوستان با افزایش درآمد	۰/۸۲	–	
	میزان خوشحالی و شادی خانواده برای ایجاد	۰/۸۰	۱۶/۰	
	میزان فرصت ایجاد ارتباط با دیگران	۰/۵۸	۱۱/۱	
	میزان کمک به خانواده‌های دیگر	۰/۷۹	۱۵/۳	
	میزان افزایش اعتماد بین یکدیگر	۰/۵۵	۱۰/۵	
	میزان اطمینان به تسهیلگران در فرآیند تشکیل پرونده	۰/۲۹	۵/۴	
سلامت	میزان جلوگیری از مصرف مواد مخدر	۰/۲۱	–	
	میزان احساس سلامت روحی و روانی	۰/۸۵	۴/۰	
	میزان جلوگیری از افسردگی	۰/۸۷	۴/۰	
	میزان جلوگیری از عوامل پرخطر مانند خودکشی	۰/۴۰	۴/۱	
	میزان افزایش امید به زندگی	۰/۸۳	۳/۹	
آزادی و ایمنی فردی	میزان عدم تفاوت مرد یا زن بودن متقاضی	۰/۲۴	–	
	میزان کنترل خشونت و درگیری به دلیل ایجاد اشتغال	۰/۴۹	۷/۰	
	میزان ترغیب بزرگان به حل‌وفصل اختلافات	۰/۷۲	۸/۱	
	میزان کاهش سختگیری و افزایش سلامت جسمی زنان	۰/۷۲	۸/۹	

(منبع: یافته‌های پژوهش).

پس از بررسی بارهای عاملی گویه‌های مربوط به تک‌تک مؤلفه‌ها، به بررسی نیکویی برازش مؤلفه‌ها در جدول ۷، پرداخته می‌شود. شاخص‌های برازش به‌طورکلی در سه گروه شاخص‌های برازش مطلق[1]، شاخص‌های برازش تطبیقی[2] و شاخص‌های برازش مقتصد[3] تقسیم می‌شود (عبداللهی و طاهری، ۱۳۹۸). از آنجاکه در بین متخصصان مدل‌یابی معادله‌های ساختاری، توافق عمومی و کلی در ارتباط با این‌که کدام‌یک از شاخص‌های برازندگی برآورد بهتری از مدل را فراهم می‌کند، وجود ندارد؛ پیشنهاد می‌شود ترکیبی از سه تا چهار شاخص گزارش شود (کلین[4]، ۲۰۰۵). درمجموع، در این پژوهش هم از چهار شاخص استفاده شده است که مقدار چهار شاخص: GFI، IFI، NFI و CFI بین صفر و یک قرار دارد که هرچه این مقدار به عدد یک نزدیک‌تر باشد، کارایی مدل بیشتر خواهد بود. شاخص دیگر RMSEA است که هر چه‌قدر کوچک‌تر از یک ۰/۱ باشد، مدل کاراتر خواهد بود (بهاروند و همکاران، ۱۳۹۷). با توجه به این نکات، ابتدا به نتایج شاخص‌های برازش کلی تحلیل عاملی تأییدی مرحلهٔ اول تک‌تک مؤلفه‌ها پرداخته می‌شود؛ همان‌طورکه در جدول ۸، مشاهده می‌شود شاخص کای دو هنجار شده برای همه مؤلفه‌ها کمتر از مقدار ۳ است و هم‌چنین مقادیر بالای ۰/۹۵ برای همهٔ مؤلفه‌های در دو CFI و IFI نشان از برازش خیلی خوب مدل برای تک‌تک مؤلفه‌ها دارد؛ البته مقادیر پایین ۰/۰۸ شاخص RMSEA برازش خیلی خوب مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۷: شاخص‌های برازش مدل مؤلفه‌های رفاه اجتماعی

Tab. 7: Fit indices of social welfare components model

مؤلفه	df	CMIN/DF	CFI	IFI	RMSEA
محیط سرمایه‌گذاری	۱۲	۲/۰۰	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۰۵
محیط اقتصادی	۱۳	۱/۲	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۰۲
سرمایهٔ اجتماعی	۸	۱/۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۰۵
سلامت	۳	۰/۷	۱	۱	۰
آزادی و ایمنی فردی	۴	۰/۱۱	۱	۱	۰

(منبع: یافته‌های پژوهش).

زمانی‌که یک سازهٔ بزرگ خود از چند متغیر پنهان تشکیل شده باشد، از تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ دوم استفاده می‌شود. در تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ دوم رابطهٔ متغیرهای پنهان با سازهٔ اصلی بررسی می‌شود. نتایج مدل تحلیل عاملی مرتبهٔ دوم، حکایت از آن دارد تمام مقادیر بار عاملی از مقدار بالایی برخوردار هستند که کمترین مقدار آن ۰/۶۷ و مربوط به مؤلفهٔ محیط سرمایه‌گذاری است. از آنجا که بار عاملی مقدار عددی است که میزان شدت رابطهٔ میان یک متغیر پنهان و متغیر آشکار مربوطه را طی فرآیند تحلیل مسیر مشخص می‌کند؛ لذا هرچه مقدار بار عاملی یک شاخص در یک رابطه سازهٔ مشخص بیشتر و نزدیک به یک باشد، آن شاخص سهم بیشتری در تبیین آن سازه بر عهده دارد. با وجود این، سرمایهٔ اجتماعی با بار عاملی ۰/۹۸ و کیفیت اقتصادی با

---

1. Absolute Fit Index
2. Comprative Fit Index
3. Parsimonious Fit Index
4. Kline

بار عاملی ۰/۹۶ بیشترین مؤلفه در تبیین رفاه اجتماعی به‌شمار می‌آیند. البته لازم به ذکر است بار عاملی مؤلفه‌های دیگر نیز از مقادیر بالایی مانند بار عاملی ۰/۸۸ سلامت، ۰/۸۱ آزادی و ایمنی فردی و ۰/۶۷ محیط سرمایه‌گذاری برخوردار هستند؛ همان‌طورکه در پیوست ۱ آمده است نتایج تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ دوم متغیر رفاه اجتماعی نشان می‌دهد که مدل اندازه‌گیری آن مناسب و کلیهٔ اعداد و پارامترهای مدل معنادار است. شاخص‌های اندازه‌گیری که نشانگر مناسب بودن مدل اندازه‌گیری عوامل ساختاری فرآیندی است. در جدول ۸، مقدار شاخص‌های مربوط به نیکویی برازش تحلیل عاملی مرتبهٔ دوم آورده شده است.

جدول ۸: شاخص‌های برازش مدل مؤلفه‌های رفاه اجتماعی

Tab. 8: Fit indices of social welfare components model

مؤلفه	df	CMIN/DF	CFI	GFI	IFI	RMSEA
مقادیر قابل‌قبول	–	کمتر از ۵	نزدیک به یک	نزدیک به یک	نزدیک به یک	نزدیک به صفر
رفاه اجتماعی	۳۶۰	۳/۸۰	۰/۸۲	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۰۸

(منبع: یافته‌های پژوهش).

همان‌طورکه در جدول ۸ مشاهده می‌شود، شاخص‌های برازش مدل در محدودهٔ برازش خوب مدل قرار دارند؛ برای مثال، شاخص کای دو هنجار شده که یکی از شاخص‌های پرکاربرد در مدل‌سازی معادلات ساختاری است که مقادیر بهینهٔ آن را برای برازش مدل خوب کمتر از ۵ و نزدیک به صفر بودن عنوان می‌کنند، از مقدار ۳/۸۰ برخوردار است.

۵. نتیجه‌گیری

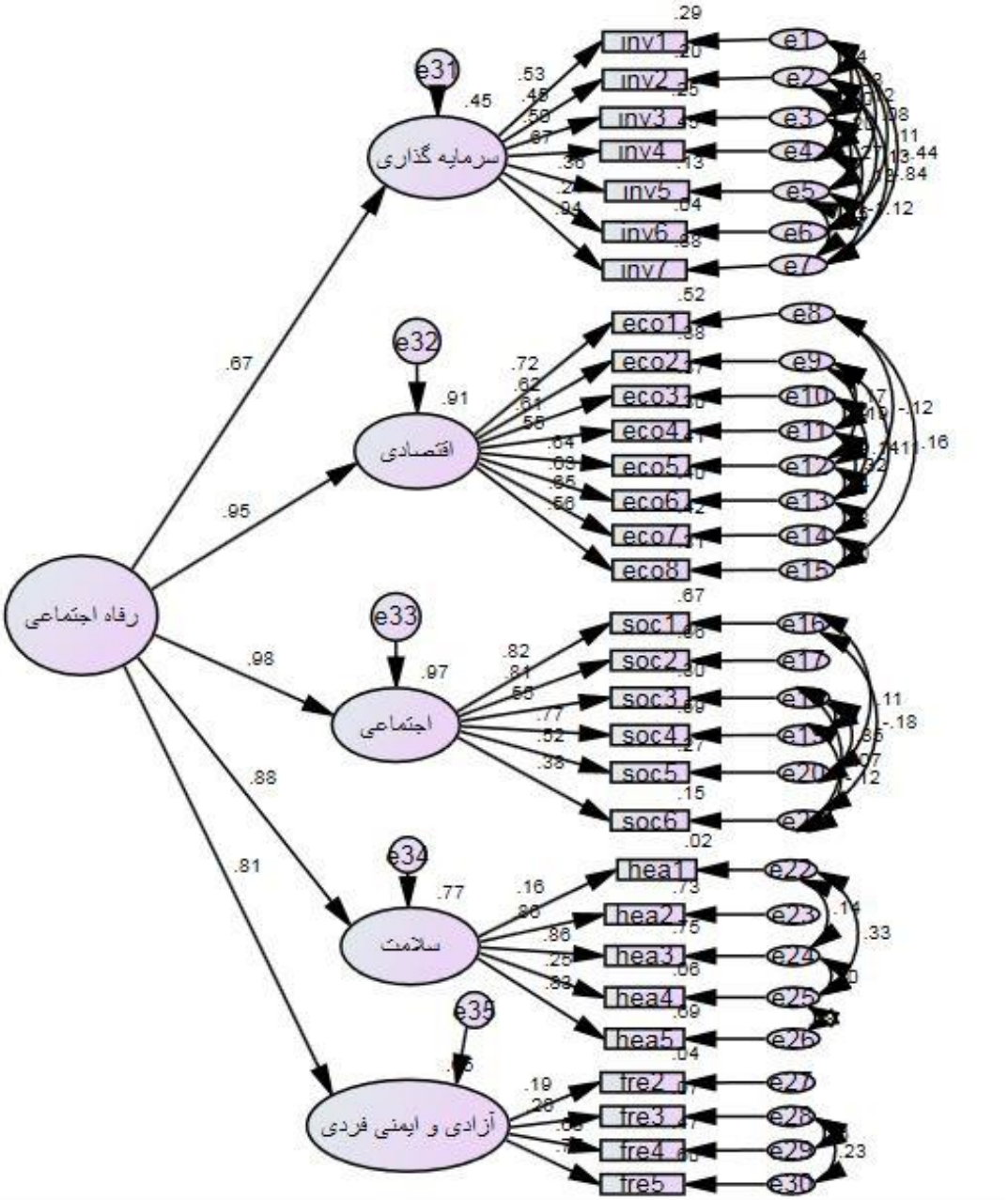
موضوع اشتغال از بُعد اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی بسیار حائز اهمیت است. این موضوع تا جایی اهمیت دارد که همهٔ دولت‌ها در دنیا، بهبود وضعیت اشتغال را جزو اولویت کاری خود معرفی می‌کنند. ازسوی دیگر، تحقق اشتغال پایدار، بستگی به برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری مناسب دارد که به‌طور عمومی، برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت آن در بودجهٔ سالیانه لحاظ می‌شود. البته در کشور ما، با توجه به اهمیت بالای اشتغال، علاوه بر دولت، نهادهای حاکمیتی نیز مانند بنیاد برکت ستاد اجرایی حضرت امام خمینی(ره)، بنیاد مستضعفان و کمیتهٔ امداد به این موضوع در قالب اشتغال‌زایی از طریق تأمین اعتبارات خرد ورود کرده‌اند. با توجه به ابعاد اهمیت اشتغال، هدف از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر اعتبارات خرد بنیاد برکت بر رفاه اجتماعی در مناطق روستایی کشور بوده است. این پژوهش از چند بُعد دارای نوآوری است. نخست، مراجعه به پژوهش‌های پیشین که در مرور بر ادبیات به آن‌ها اشاره شد، نشان می‌دهد که پژوهش‌های صورت‌گرفته عمدتاً به اثرات اعتبارات خرد بر متغیرهای مختلف رفاهی یا تنها اقتصادی مانند تأثیر آن بر فقر، مصرف، نابرابری درآمدی، درآمد، توانمندسازی اقتصادی، ابعاد توانمندسازی و غیره اشاره دارد. این درحالی است که پژوهش حاضر، ابعاد مختلف رفاه مانند: محیط سرمایه‌گذاری، کیفیت اقتصادی، سرمایهٔ اجتماعی، سلامت و آزادی و ایمنی فردی را سنجیده است. دوم، در

بیشتر پژوهش‌های انجام شده از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده نشده است و بیشتر به روش آمار استنباطی، تحلیل‌های آماری انجام شده است. ویژگی سوم این پژوهش، بومی‌سازی شاخص لگاتوم (به‌عنوان پرکاربردترین شاخص رفاه اجتماعی) است که منجر به بررسی رفاه اجتماعی از ابعاد مختلف می‌باشد.

با توجه به نوآوری‌های مطرح شده، در این پژوهش تلاش شد تا با انتخاب نمونهٔ آماری مناسب از متقاضیان طرح‌های اشتغال‌زایی در مناطق روستایی، امکان اعتباریابی دقیق مقیاس فراهم شود. مقیاس حاضر برمبنای یافته‌های تجربی و رویکردهای نظری موجود در زمینه‌ی اعتبارات خرد با الگوگیری از شاخص‌های لگاتوم ساخته شد. اعتبار محتوایی و صوری مقیاس توسط متخصصان اساتید دانشگاه، مدیران، کارشناسان و مجری طرح‌های اشتغال‌زایی مورد تأیید قرار گرفت. هم‌چنین یافته‌های پژوهش در زمینهٔ بررسی روایی سازه‌ی مقیاس، با استفاده از تحلیل عامل تأییدی مرتبهٔ دوم، هم‌بستگی بالایی را بین متغیرهای پنهان نشان‌داد. نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ دوم حکایت از بارهای عاملی بالا برای هر پنج مؤلفه رفاه اجتماعی داشته است. از سوی دیگر، نتایج آزمون t حاکی از اثرات مثبت اعتبارات خرد بر هر پنج مؤلفه دارد؛ هم‌چنین بررسی آمار میانگین گویه‌ها نشان از نظرات مثبت پاسخ‌دهندگان به گویه‌هایی است که با رویکرد اثرات مؤثر تعریف شده بودند. بررسی متغیرها به صورت جداگانه نشان می‌دهد که محیط سرمایه‌گذاری با بالاترین میانگین پاسخ‌های دریافتی در رتبهٔ اول قرار دارد. بررسی مؤلفه‌های این شاخص نشان می‌دهد که میزان راحتی دسترسی به اعتبارات که مهم‌ترین هدف بنیاد برکت برای راه‌اندازی برنامه‌های اشتغال‌زایی بوده است با بالاترین میانگین در رتبهٔ اول قرارداد. هم‌چنین در حوزهٔ محیط سرمایه‌گذاری، بالا بودن میانگین گویه «میزان جلوگیری از بروکراسی اضافی در دریافت تسهیلات» نشان از رضایت بیشتر پاسخ‌دهندگان از کاهش بروکراسی در دریافت تسهیلات دارد. محیط سرمایه‌گذاری مناسب شرایط رشد اقتصادی را بهتر و بیشتر فراهم می‌کند که رشد اقتصادی یکی از مؤلفه‌های رفاه اجتماعی درنظر گرفته می‌شود. در خصوص مؤلفه کیفیت اقتصادی، بالا بودن میانگین پاسخگویی به گویه میزان افزایش اشتغال در روستا حکایت از آن دارد که بنیاد برکت به هدف خود یعنی اشتغال‌زایی و کسب رضایت از متقاضیان در سطح بالایی دست یافته است و بهبود این شاخص نیز منجر به افزایش رفاه اجتماعی از طریق افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. بررسی گویه‌های مؤلفه سرمایهٔ اجتماعی نشان می‌دهد که گویه میزان اطمینان به تسهیل‌گران در فرآیند تشکیل پرونده در رتبهٔ اول قرار دارد. سرمایهٔ اجتماعی مفهومی چند بُعدی است که در برخی موارد سطح توسعه‌یافتگی به‌صورت بی‌واسطه معرف سطح رفاه اجتماعی آن جامعه است. در حوزهٔ سلامت، گویه میزان جلوگیری از عوامل پرخطر مانند خودکشی بالاترین میانگین را کسب کرده است و این موضوع بر این نکته تأکید دارد که اشتغال‌زایی برای متقاضیان سلامت روحی بالایی را به ارمغان آورده و در کنار کاهش میزان افسردگی، امید به زندگی را در آن‌ها افزایش داده است. گویهٔ «میزان کاهش سختگیری و افزایش سلامت جسمی زنان» در گویه‌های شاخص آزادی و ایمنی فردی در رتبهٔ اول قرار دارد. البته بالا بودن میانگین گویهٔ «میزان کنترل خشونت و درگیری به‌دلیل ایجاد اشتغال» در این مؤلفه نشان‌دهندهٔ نظر مثبت و نسبتاً بالای کنترل خشونت ناشی از اشتغال به‌کار درمیان متقاضیان است. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، توصیه می‌شود در جهت بهبود طرح‌های اشتغال‌زایی اجتماع‌محور بنیاد برکت مواردی مانند افزایش بهره‌وری نیروی کار با آموزش بهتر نیروی کار، افزایش میزان درآمد از طریق افزایش اعتبار در برخی طرح‌های اشتغال‌زایی برای

اقتصادی کردن مقیاس طرح، کمک به بازاریابی بیشتر محصولات و... انجام شود. البته برای گسترش تأمین منابع مالی، انحراف از تخصیص منابع قرض‌الحسنه بانک‌ها ضروری به‌نظر می‌رسد. تفکیک بخش قرض‌الحسنهٔ بانک‌های تجاری و اختصاص آن به بانک‌های قرض‌الحسنه می‌تواند به تخصیص بهینهٔ این منابع و در نتیجه رفع مشکل کمبود منابع در تأمین مالی خرد در ایران کمک شایانی نماید.

٦. پیوست



کتابنامه

– آرمندازیز دی آگیون، بیتریز؛ و مرداک، جاناتان، (۲۰۰۵). *اقتصاد تأمین مالی خرد*. ترجمهٔ متوسلی، محمود (۱۳۹۰). تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.

– احمدی، فضل‌اله؛ نصیریانی، خدیجه؛ و اباذری، پروانه، (۱۳۸۷). «تکنیک دلفی، ابزاری در تحقیق». *مجلهٔ ایرانی آموزش در علوم پزشکی*، بهار و تابستان، ۸ (۱): ۱۸۵–۱۷۵.

– احمدی، نسیبه، (۱۳۸۸). «معرفی و نقد روش دلفی». *ماهنامهٔ کتاب ماه علوم اجتماعی*، ۱۳ (۲۲): ۱۰۰–۱۰۸.

– احمدیان، مریم، (۱۳۹۵). «الگوی تأمین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط ۷. تأمین مالی خرد؛ تجربه جهانی و وضعیت ایران». *گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس*، شماره مسلسل ۱۵۱۸۸.

– اعظمی، موسی؛ و هدایتی نیا، سعید، (۱۳۹۷). «تاثیر مؤلفه‌های سرمایهٔ اجتماعی بر رفاه اجتماعی مناطق روستایی شهرستان کرمانشاه؛ مورد مطالعه دهستان بالا دربند». *فصلنامهٔ راهبردهای توسعه روستایی*، ۵ (۴): ۴۸۹ – ۴۶۹.

– بهاروند، فتانه؛ گوران، میلاد؛ و یعقوبی، نورمحمد، (۱۳۹۷). «مدل یابی معادلات ساختاری رابطه هوش هیجانی و رفتار شهروندی سازمانی». *پژوهش‌های مدیریت عمومی*، ۱۱ (۴۰): ۲۱۴–۱۹۰.

– تاسان، مونا؛ پیرایی، خسرو؛ نونژاد، مسعود؛ و عبدشاهی، عباس، (۱۳۹۹). «اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد به نفع فقیر در ایران». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، ۹ (۳۳): ۲۵۱–۲۲۷.

– حسن‌زاده، علی؛ ازوجی، علاءالدین؛ و قویدل، صالح، (۱۳۸۵). «بررسی آثار اعتبارات خرد در کاهش فقر و نابرابری‌های درآمدی». *فصلنامه اقتصاد اسلامی*، ۶ (۲۱): ۶۹– ۴۵.

– حسن‌زاده، علی؛ و قویدل، صالح، (۱۳۸۴). «چالش‌های تأمین مالی خرد روستایی در ایران». *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۳ (۴۹): ۱۶۸–۱۴۱.

– راغفر، حسین؛ باباپور، میترا؛ و یزدانپناه، محدثه، (۱۳۹۴). «بررسی رابطه رشد اقتصادی با فقر و نابرابری در ایران طی برنامه‌های اول تا چهارم توسعه». *فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، ۴ (۱۶): ۷۹–۵۹.

– شهیدی‌نسب، مصطفی، (۱۳۹۳). «آسیب‌شناسی تأمین مالی خرد در بانک‌های ایران: درس‌هایی برای طراحی نظام تأمین مالی خرد اسلامی». *دو فصلنامهٔ جستارهای اقتصادی ایران*، ۱۱ (۲۱): ۱۲۴–۹۷

– فراشی، مرضیه، (۱۳۹۴). «بررسی اثرات اعتبارات خرد بر توانمندسازی اقتصادی و اجتماعی زنان فقیر روستایی در شهرستان نهاوند» . پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه لرستان.

– فقیری، مژگان؛ زرافشانی، کیومرث؛ و علی بیگی، امیرحسین، (۱۳۹۳). «بررسی تأثیر صندوق اعتبارات خرد بر توانمندسازی زنان روستایی استان کرمانشاه». *فصلنامهٔ روستا و توسعه*، ۱۷ (۳): ۲۲–۱.

– قاسمی، عبدالرسول؛ ستاری فر، محمد؛ و مرتضوی‌فر، زینب، (۱۳۸۹). «ارزیابی تحلیلی و تجربی تأثیر تأمین مالی خرد بر درآمد و مصرف خانوار». *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۶ (۳): ۲۰۵– ۱۸۱.

– قلیچ، وهاب، (۱۳۹۹). «الزامات اصلاح ساختار تسهیلات خرد و کلان در نظام بانکی ایران». *پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، گزارش سیاستی دی ۱۳۹۹.

– کفاشی، مجید، (۱۳۹۳). «مدل معادلات ساختاری مؤلفه‌های سبک زندگی مؤثر بر هویت اجتماعی». *فصلنامه مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، ۶ (۳): ۱۲۰–۱۰۵.

– کمیته تحقیق و توسعه بنیاد برکت، (۱۳۹۸). آیین‌نامه اجرایی طرح «سرمایه‌گذاری حمایتی اشتغال برکت». تهران: انتشارات طرحان.

– محمدی‌یگانه، بهروز؛ چراغی، مهدی؛ و احمدی، کبری، (۱۳۹۳). «بررسی آثار اعتبارات خرد بر توانمندسازی اقتصادی فقرای روستایی مطالعه موردی: دهستان غنی بیگلو، شهرستان زنجان». *جغرافیا و توسعه*، ۱۲ (۳۵): ۲۴۷– ۲۳۳.

- محمدی، یاسر؛ عواطفی‌اکمل، فرشته؛ و ضمیری‌آراسته، مینا، (۱۳۹۷). «اثرات تأمین مالی خرد و توانمندسازی زنان روستایی در استان‌های کرمانشاه و همدان». *فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی*، ۷ (۴): ۱۸۸- ۱۶۹.

- عبداللهی، عباس؛ و طاهری، آزاده، (۱۳۹۸). *مدل‌سازی معادلات ساختاری به کمک نرم‌افزار آموس*. تهران: جهاد دانشگاهی.

- Abdullahi, A. & Taheri, A., (2019). *Structural equation modeling using Amos software*. Tehran: Academic Jihad (In Persian).

- Agbola, W.; Frank, A. A. & Mahmood, A., (2017). "Does microfinance reduce poverty? New evidence from Northeastern Mindanao, the Philippines". *Journal of Rural Studies,* 50: 159- 171.

- Ahmadi, F.; Nasiriani, Kh. & Abazari, P., (2008). "Delphi technique, a tool in research". *Iranian Journal of Education in Medical Sciences,* spring and summer 2017: 175-185 (In Persian).

- Ahmadi, N., (2009). "Introduction and criticism of the Delphi method". *Monthly book of the month of social. sciences*, 13 (22), (In Persian).

- Ahmadian, M., (2016). "The model of financing small and medium enterprises 7. Micro financing; Global experience and Iran's situation". *Report of Majlis Research Center*, serial number 15188 (In Persian).

- Angelucci, M.; Karlan, D. & Zinman, J., (2013). "Win some lose some? Evidence from a randomiszed microcredit program placement experiment by compartamos banco". National bureau of economic research. Cambridge, MA 02138.

- Armendariz, D. B. & Murdoch, J., (2010). *The economics of microfinance*. Translation: Motvasseli, Mahmoud. Tehran: Research Institute of Money and Banking (In Persian).

- Azami, M. & Hedayati Nia, S., (2018). "The effect of social capital components on the social well-being of rural areas of Kermanshah; The case study of Bala Darband district". *Rural Development Strategies Quarterly*, 5 (4), Winter 2017: 469-489 (In Persian).

- Baharond, F.; Goran, M. & Yaqoubi, N., (2018). "Structural equation modeling of the relationship between emotional intelligence and organizational citizenship behavior". *Public Management Research,* 11 (40): 214-190, (In Persian).

- Banerjee, A.; Duflo, E.; Glennerster, R. & Kinnan, C., (2015). "The miracle of microfinance?Evidence from a randomized evaluation". *American Economic. Juornals: Applied Economics,* 7 (1).

- Faqiri, M.; Zarafshani, K. & Ali Beigi, A., (2014). "Investigating the impact of microcredit fund on the empowerment of rural women in Kermanshah province". *Village and Development Quarterly,* 17 (3): 1-22, (In Persian).

- Farashi, M., (2015). "Investigation of the effects of microcredits on the economic and social empowerment of poor rural women in Nahavand city". Master's thesis, Lorestan University. (In Persian).

- Ghasemi, A.; Satarifar, M. & Mortazavi Far, Z., (2010). "Analytical and empirical evaluation of the impact of microfinance on household income and consumption". *Economic Research Quarterly*, 46 (3): 181-205, (In Persian).

- Hassanzadeh, A. & Qavidel, S., (2005). "Rural micro financing challenges in Iran". Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development, 13 (49): 168-141, (In Persian).

- Hassanzadeh, A.; Azouji, A. & Qavidel, S., (2006). "Investigating the effects of microcredits in reducing poverty and income inequality". *Islamic Economics Quarterly*, 6 (21): 45-69, (In Persian).

- Hoai, A. D. & Hong, S. N., (2014). "Effects of Microfinance on Poverty Reduction in Vietnam: A Pseudo-Panel Data Analysis". *Journal of Accounting, Finance and Economics*, 4 (2): 58 – 67.

- Kafashi, M., (2014). "Structural equation model of lifestyle components affecting social identity". *Iranian Quarterly Journal of Social Development Studies*, 6 (3): 105-120 (In Persian).

- Kline, R. B., (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford Press, New York.

- Machingambi, J., (2020). "The impact of microfinanice on the sustainability of Poor clients: a conceptual review". *Journal of ENTREPRENEURIAL INNOVATIONS*, 27 may 2020.

- Mohammadi Yeganeh, B.; Cheraghi, M. & Ahmadi, K., (2014). "Investigating the effects of microcredits on the economic empowerment of the rural poor, a case study: Ghani Biglo village, Zanjan city". *Geography and Development,* 12 (35): 233-247, (In Persian).

- Mohammadi, Y.; Awatfi Akmal, F, & Zamiri Arasteh, M., (2018). "Effects of micro financing and empowerment of rural women in Kermanshah and Hamadan provinces". *Quarterly Journal of Space Economics and Rural Development*, 7 (4): 169-188, (In Persian).

- Morduch, J. & Haley, B., (2002). *Analysis of the effects of microfinance on poverty reduction*. NYU Wagner working paper.

- Nugroho, A. J., (2011). "The Welfare Impacts of Microfinance on Rural Households: Evidence from Boyolali of Indonesia". *Journal of Economics and Finance in Indonesia,* 59 (3): 257 – 278.

- Qalich, W., (2020). "Requirements for reforming the structure of micro and macro facilities in Iran's banking system". Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Political report of December 2019. (In Persian).

- Qalich, W., (2020). "Requirements for reforming the structure of micro and macro facilities in Iran's banking system". *Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran,* Political report of December 2019 (In Persian).

- Raghofer, H.; Babapour, M. & Yazdan Panah, M., (2014). "Investigating the relationship between economic growth and poverty and inequality in Iran during the first to fourth development plans". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, 4 (16): 59-79. (In Persian).

- Research and Development Committee of Barkat Foundation, (2019). Executive regulations of the "Barkat employment support investment" project. Tehran: Techan Publications, (In Persian).

- Shahidi Nasab, M., (2014). "Microfinance Microfinance in Iranian Banks: Lessons for Designing Islamic Microfinance System*". Two Quarterly Journals of Economic Studies of Iran,* 11 (21): 124-97, (In Persian).

- Tasan, M.; Piraei, Kh.; Nunjad, M. & Abdshahi, A., (2019). "Effect of macroeconomic variables on pro-poor growth in Iran". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* 9 (33): 251-227, (In Persian).

- Vu, H. T. & Daisaku, G., (2020). "Does Microfinance Improve the Household Welfare of Ethnic Minorities? Evidence from Bac Kan Province, Vietnam". *Progress in Development Studies*, 20, 1: 65–83.

- www.prosperity.com. "The Legatum Prosperity Index" (2020).

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Providing a Framework for Allocating Public R&D Budget to the Universities Using Robust Optimization

Alizadeh, P.[1], & Gholipour, M.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25447.3383
Received: 2021.12.25; Accepted: 2022.03.14
Pp: 99-135

Abstract

Government-funded universities play a central role in national research and development (R&D). However, due to the government's budget constraints, the optimal allocation of public resources has become very important. In this study, a decision support framework was developed for the optimal and robust allocation of the R&D budget to maximize the direct and uncertain outputs of R&D activities in universities. The experiments were designed in two phases. In the first phase, without considering the uncertainty of R&D outputs of universities, the optimal budget allocation was determined according to three scenarios for each university. By changing the model parameters (robustness cost control parameter and output uncertainty control parameter), the optimal budget allocation plan in uncertain and robust conditions was calculated for 12 scenarios. The analysis of data using descriptive statistics methods and the comparison of results showed that in the current situation, there was no clear correlation between R&D outputs and the R&D budget allocated to the universities, and the budget allocation process was very volatile and lacked a clear increasing or decreasing pattern. While the R&D budget that was calculated in a robust optimal way showed a logical and proportional trend to the R&D activities' output. Also, the optimal model distributed the total available budget for the universities in such a way as to achieve the maximum performance in the total budget ceiling. Implementing the model for 5 universities in 6 consecutive years improved the output from a minimum of 2 to a maximum of 6% and saved the allocated budget from 0.1 to 1.1%.

Keywords: Budget allocation, R&D, Robust optimization, Universities, Iran.
JEL Classification: C61, H61, O32.

1. Assistant Professor, STI financing and economics research group, National Research Institute for Science Policy, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: Alizadeh@nrisp.ac.ir
2. Researcher, STI financing and economics research group, National Research Institute for Science Policy, Tehran, Iran.

Citations: Alizadeh, P. & Gholipour, M., (2022). "Providing a Framework for Allocating Public R&D Budget to the Universities Using Robust Optimization". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 99-135. doi: 10.22084/aes.2022.25447.3383.
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4616.html?lang=en

1. Introduction

The government budget allocation for R&D includes all allocated budgets that are provided from the anticipated sources of government income within the annual budget act (such as taxes, oil revenues, etc.). These credits include resources that are identified and then secured through the budget approval process (OECD, 2015).

In Iran, according, about 60% of these resources are provided by the government in the form of government budgets for R&D (Alizadeh et al., 2019) and a smaller part is provided through the revenues of universities, e.g., in exchange for providing research services to private companies and industries (Alizadeh, 2011). It is obvious that the optimal distribution of resources is one of the requirements for achieving the goals of organizations at any level (Jalalabadi et al., 2015). However, with the increase of government investment in public research institutions and budget restrictions (Agasisti et al., 2012), the way of allocation of these resources has attracted more attention and a systematic approach has been adopted. As a result, a strategy for evaluating university performance and budget allocation has become very important (Lee & Yang, 2020; Barrio-García et al., 2019).

The main question of the current research is what is the optimal and stable allocation model of the R&D budget in order to maximize the direct outputs of R&D? And considering the uncertainty in the realization of R&D outputs, how can research credits be allocated in an optimal and stable way?

2. Materials and Methods

Budget allocation has been done with different methods and approaches; among them, the importance of mathematical approaches to budget allocation in cases where the number of decision variables, constraints and objectives increase is undeniable. One of these cases is the allocation of funds to a large number of universities, which results in the non-optimal allocation of available resources if mathematical methods are not used (Azar et al., 2013).

Examining the previous studies shows that, no comprehensive and efficient model for the allocation of government R&D budgets to the universities has been presented. In this regard, the criteria for allocating the budget, especially in Iran's R&D sector, is less based on performance but a function of the average annual budget increase. As a result, there is no previous studies on the optimal allocation of a specific amount of R&D budget between the universities considering the uncertainty in the outputs of R&D activities.

If we assume that there is uncertainty in the expected output of R&D in the studied universities in each year, a robust model should be developed to allocate the R&D budget to the universities in an optimal way taking into account such uncertainty in the outputs.

This model was implemented on a sample consisting of 5 universities with a similar and comparable scale in order to test the applicability and significance of its results. The reason for using optimization was based on the fact that uncertainty in obtaining R&D outputs was one of the main assumptions of the study. The main constraint of the model was the total budget distributed among the sample universities. The protection function of the model, which was added to the objective function for the stability of the optimal solution, was dependent on two parameters: uncertainty control parameter in output and robustness cost control parameter.

3. Data

The experiments were designed in two phases. In the first phase, without taking into account the uncertainty in the R&D outputs, the optimal budget allocation is determined under three alternatives for each university. Assuming that the amount of budget change follows the average changes in the studied period, the percentage of change in the budget will be 0% and ± m%, where m is equal to the average fluctuation of the budget of each university. To carry out this study, we need budget data and R&D activities outputs data (the number of articles, the number of books, the number of registered patents, the number of theses and dissertations), which are respectively extracted from the annual budget acts and the database of the Ministry of Science, Research and Technology. For the constraint of the available budget, the data of the universities' budgets have been used. At the time of conducting this study, these data were available for the years 2013-2018. The model was designed and implemented based on the R&D outputs.

4. Discussion

The analysis of current data show that the total output of the studied universities during the six-year period (2013-2-18) has decreased, while the total R&D budget has increased. Therefore, even in the best case, it cannot be concluded that this increase was an inflationary increase, since considering the increase in the recruitment of faculty members and postgraduate and postdoctoral students, at least the outputs were expected to remain constant. The R&D budget of the universities have also experienced increases or decreases, sometimes severe, in the studied years. Examining the output of universities shows that there is no clear relationship with the growth or decrease of the budget.

But the budget calculated based on the robust optimization method has a logical trend and is proportional to the output of the university. It means going through a logical and interpretable process according to the university's output process.

The budget calculated based on the optimization method has not experienced sudden increases or decreases.

The average values of the robust function for different scenarios of the model parameters are also lower than the previous three cases in terms of absolute value (which is not far from expected considering the cost of model robustness), but its trend is non-decreasing and there is no fluctuation and sharp changes in consecutive years also show the robustness of the answer. This important finding can be interpreted as if the uncertainty of R&D outputs is included in the form of different parameters of the model, while there is no need to increase the total allocated budget, a better performance can be expected over the time.

Similar to previous studies (e.g., Zhang (2019); Azar et al. (2013)), the allocation of budgets in a robust way has led to the simultaneous improvement of the R&D outputs and the reduction of the required budget.

5. Conclusion

Due to the intensification of financial restrictions, the issue of performance-based budgeting has become important in the case of universities. In this study, a robust optimization model with the objective function of maximizing R&D output was designed, for allocation of R&D budgets to the universities for different acceptable values of robustness cost. This study shows that the implementation of the robust optimization model in the same period of time has increased the output from 2 to 6 percent and saved the allocated budget from 0.1 to 1.1 percent. It should be noted that these improved results from the optimization of budget allocation are only for five universities and six consecutive years. Therefore, it can be expected that the implementation of the model on a larger scale and for a larger number of the universities in a longer period will create more savings in the allocated budget and increase the resulting output. The best performance of the quantitative model needs:

- Clarifying R&D budget and separating the non-research activities from the research activities in annual budget act.
- Establishing and continuously updating functional databases of universities.
- Verifying performance indicators in R&D programs included in annual budget acts.
- Establishing accurate recording systems of research activities in the universities.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

ارائه چارچوبی برای تخصیص بودجهٔ عمومی تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها با استفاده از بهینه‌سازی استوار

پریسا علیزاده[۱]، مجتبی قلی‌پور[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25447.3383
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۲۳
صص: ۱۳۵-۹۹

چکیده

دانشگاه‌هایی که توسط دولت تأمین مالی می‌شوند نقشی محوری در تحقیق‌وتوسعهٔ ملّی دارند. با توجه به محدودیت‌های بودجه‌ای دولت، تخصیص بهینهٔ منابع عمومی اهمیت زیادی یافته است. در این مطالعه، یک چارچوب پشتیبان تصمیم‌گیری برای تخصیص بهینه و استوار بودجهٔ فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه به‌منظور حداکثرسازی برون‌دادهای مستقیم و غیرقطعی این فعالیت‌ها در دانشگاه‌ها توسعه یافته است. طراحی آزمایش‌ها در دو فاز انجام شد. در فاز اول، بدون در نظر گرفتن عدم قطعیت برون‌دادهای تحقیق‌وتوسعه دانشگاه‌ها، تخصیص بهینهٔ بودجه با توجه به سه آلترناتیو برای هر دانشگاه تعیین گردید. در فاز دوم، با تغییر پارامترهای مدل (پارامتر کنترل هزینهٔ استواری و پارامتر کنترل عدم قطعیت در برون‌دادها)، طرح بهینهٔ تخصیص بودجه در حالت غیراستوار و استوار محاسبه شد. نتایج تحلیل داده‌ها با استفاده از روش‌های آمار توصیفی نشان‌داد که در وضعیت فعلی، تناسب مشخصی بین برون‌دادها و بودجهٔ تخصیصی به دانشگاه‌ها وجود نداشت و روند تخصیص بودجه، بسیار نوسانی و فاقد الگوی افزایشی مشخص بود. درحالی‌که بودجهٔ محاسبه شده به روش بهینه‌سازی استوار، روندی منطقی و متناسب با برون‌داد دانشگاه نشان‌داد. هم‌چنین، مدل بهینهٔ استوار، کل بودجه در اختیار برای دانشگاه‌ها را به‌نحوی توزیع کرد که درمجموع عملکرد بیشینه در سقف بودجه در اختیار حاصل شود. پیاده‌سازی مدل برای پنج دانشگاه در شش سال متوالی، بهبود برون‌داد از حداقل ۲ تا حداکثر ۶ درصد و صرفه‌جویی در بودجهٔ تخصیص یافته از ۰/۱ تا ۱/۱٪ را نشان می‌دهد.

کلیدواژگان: تخصیص بودجه، تحقیق‌وتوسعه، بهینه‌سازی استوار، دانشگاه‌ها، ایران
طبقه‌بندی JEL: C61, H61, O32.

۱. استادیار، مرکز تحقیقات سیاست علمی کشور، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Alizadeh@nrisp.ac.ir
۲. پژوهشگر، مرکز تحقیقات سیاست علمی کشور، تهران، ایران.
Email: m.gholipour@nrisp.ac.ir

ارجاع به مقاله: علیزاده، پریسا؛ و قلی‌پور، مجتبی، (۱۴۰۱). «ارائه چارچوبی برای تخصیص بودجهٔ عمومی تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها با استفاده از بهینه‌سازی استوار». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۹۹-۱۳۵. doi: 10.22084/aes.2022.25447.3383
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4616.html?lang=fa

۱. مقدمه

دولت‌ها می‌توانند به روش‌های مختلفی به ارتقای هزینه‌کرد پژوهش در سطح ملی کمک کنند؛ یعنی، ابزارهای سیاستی مختلفی را متناسب با گروه‌های هدف مختلف به‌کار گیرند تا هزینه‌کرد تحقیق‌وتوسعه افزایش یابد (مؤمنی و علیزاده، ۱۳۹۲؛ رهنمای قراملکی و همکاران، ۱۳۹۴؛ علیزاده و منطقی، ۱۳۹۸). این ابزارها ذیل دو دستهٔ اصلی قرار می‌گیرند (ادلر و جورجیو[1]، ۲۰۰۷): حمایت‌های مالی (مستقیم و غیرمستقیم) و حمایت‌های غیرمالی. یکی از سرفصل‌های اصلی در دستهٔ حمایت مالی مستقیم، حمایت از تحقیق‌وتوسعه در بخش دولتی است که برای مثال ازطریق تأمین مالی پژوهش‌های دانشگاهی انجام می‌شود (آگاسیستی و همکاران[2]، ۲۰۱۲). امروزه، در بسیاری از کشورها، مؤسسات پژوهشی که توسط دولت تأمین مالی می‌شوند نقشی محوری در تحقیق‌وتوسعهٔ ملی دارند. در بعضی کشورها، مانند کره جنوبی، نقش این مؤسسات در تحقیق‌وتوسعهٔ ملی از دانشگاه‌ها نیز بیشتر است (لی و لی[3]، ۲۰۱۵).

تخصیص‌های بودجه‌ای دولت برای تحقیق‌وتوسعه[4] یا تأمین مالی تحقیق‌وتوسعه توسط دولت شامل همهٔ اعتبارات هزینه‌ای تخصیص‌یافته‌ای است که از محل منابع پیش‌بینی شده درآمد دولت در چارچوب بودجه (مانند مالیات، درآمدهای نفتی و غیره) تأمین می‌شوند. این منابع صرفاً شامل منابعی است که از طریق فرآیند تصویب بودجهٔ مشخص و سپس تأمین شده باشند (سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[5]، ۲۰۱۵).

در ایران طبق آخرین برآوردها، حدود ۶۰٪ از این منابع توسط دولت و در قالب بودجه‌های دولتی برای تحقیق‌وتوسعه (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۹) و بخش کمتری از طریق درآمدهای اختصاصی دانشگاه‌ها تأمین می‌شود؛ برای مثال، در ازای ارائه خدمات پژوهشی به بنگاه‌ها و صنایع خصوصی (علیزاده، ۱۳۹۰)[6]. بدیهی است توزیع بهینهٔ منابع یکی از الزامات تحقق اهداف سازمان‌ها در هر سطحی است (جلال‌آبادی و همکاران، ۱۳۸۴). اما با افزایش سرمایه‌گذاری دولت‌ها در مؤسسات پژوهشی دولتی از یک‌سو، و محدودیت بودجه از سوی دیگر (آگاسیستی و همکاران، ۲۰۱۲)، نحوهٔ تخصیص این دسته از منابع توجه بیشتری را به خود جلب نموده و اتخاذ یک رویکرد نظام‌مند و راهبردی برای ارزیابی عملکرد دانشگاه‌ها و تخصیص بودجه اهمیت زیادی پیدا کرده است (لی و یانگ[7]، ۲۰۲۰؛ باریو-گارسیا و همکاران[8]، ۲۰۱۹). این ارزیابی عملکرد در کشورهایی که دولت نقشی غالب در نظام نوآوری دارد، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (لی و لی، ۲۰۱۵). حتی مرور آمارها در تعدادی از کشورهای عضو اتحادیه اروپا مانند: ایسلند، نروژ، سوئیس و کشورهایی ترکیه، روسیه، صربستان، ژاپن، ایالات متحده و کره جنوبی نشان می‌دهد که کیفیت تخصیص بودجهٔ دولتی برای تحقیق‌وتوسعه نیاز به بهبود دارد

1. Edler & Georghiou
2. Agasisti et al.
3. Lee & Lee
4. Government Budget Allocations for R&D (GBARD)
5. OECD (Organization for Economic Cooperation and Development)
۶. ماهیت فعالیت‌های انجام شده در دانشگاه‌ها و مراکز آموزشی و پژوهشی، موضوع مهمی است که نباید ازنظر مغفول بماند. بسیاری از فعالیت‌هایی که در خصوصاً در دانشگاه‌های ایران تحت عنوان «تحقیق‌وتوسعه یا در واحدها و مراکز پژوهشی با اتکا به بودجه‌های پژوهشی دولتی» انجام می‌شوند ممکن است معیارهای پنج‌گانهٔ راهنمای فراسکاتی (Frascati Manual) در مورد فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه (یعنی بدیع (novel)، خلاقانه (creative)، توأم با عدم قطعیت (uncertain)، نظام‌مند (systematic)، قابل انتقال و/ یا قابل بازتولید بودن (transferable and/or reproducible) را برآورده نسازند (علیزاده و قاضی‌نوری، ۱۳۹۵؛ علیزاده و منطقی، ۱۳۹۸؛ OECD, 2015).
7. Lee & Yang
8. Barrio-García et al.

(شبکه اروپا[1]، ۲۰۲۱). در تخصیص منابع، دولت‌ها با این سؤال مواجه هستند که چه سهمی از بودجه باید به هر یک از برنامه‌های تحقیق‌وتوسعه اختصاص یابد (لی و یانگ، ۲۰۲۰). برای پاسخ، باید اطلاعاتی حداقلی دربارهٔ نتایج مورد انتظار از هر برنامه یا عملکرد مجری برنامه وجود داشته باشد. با وجود تأکید برنامه‌ریزان بر بودجه‌ریزی عملکردی (به‌ویژه در چند سال اخیر)، در کشور ما آن بخشی از منابع مالی مؤسسات که در بودجهٔ سالانه پیش‌بینی می‌شود، کمتر مبتنی‌بر عملکرد بوده و معمولاً تحت‌تأثیر متوسط رشد سالانهٔ بودجه، افزایش می‌یابد (زراعت‌کیش و همکاران، ۱۳۹۹).

اکنون پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که مدل تخصیص بهینه و استوار بودجه تحقیق‌وتوسعه به‌منظور حداکثرسازی بروندادهای مستقیم تحقیق‌وتوسعه چیست؟ و با توجه به عدم قطعیت در تحقق بروندادهای تحقیق‌وتوسعه، چگونه می‌توان اعتبارات پژوهشی را به‌نحوی بهینه و استوار تخصیص داد؟ از آنجایی که فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه ذاتا با عدم قطعیت عجین شده‌اند، نتایج مدلسازی و بهینه‌سازی ریاضی با تغییر در مقادیر ورودی‌ها اعتبار خود را از دست می‌دهد؛ بنابراین در چنین شرایطی باید به‌نحوی‌که در قسمت چهارم این پژوهش تشریح می‌شود، مدل را استوار کرد.

برای پاسخ به این پرسش‌ها، ابتدا مبانی نظری و ادبیات مرتبط با موضوع مرور می‌شود؛ سپس کلیات روش پژوهش ارائه و مدل بهینه‌سازی استوار برای تخصیص بودجه توسعه داده می‌شود. پس از آن، تجزیه و تحلیل یافته‌ها انجام می‌شود. جمع‌بندی، پیشنهادهای سیاستی و پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی بخش پایانی این پژوهش خواهد بود.

۲. ادبیات موضوع

تخصیص بودجه به زبان ساده همان تقسیم بودجه (منابع مالی معین) بین چند فعالیت مشخص است تا فرآیند انجام فعالیت‌ها برای دستیابی به نتایج مورد انتظار را تسهیل نماید (ژائو و همکاران[2]، ۲۰۱۷). بودجه‌ریزی عملیاتی نیز عبارت است از برنامهٔ سالانه به‌همراه بودجه که رابطهٔ میان وجوه تخصیص‌یافته به هر برنامه و نتایج حاصل از آن برنامه را نشان می‌دهد. در اواخر دههٔ ۱۹۸۰م. و با توجه به لزوم کارایی بیشتر در تأمین مالی عمومی، ایدهٔ بودجه‌ریزی مبتنی‌بر عملکرد در مورد برنامه‌هایی که حمایت مالی دولتی داشتند، مطرح شد. بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد، مستلزم ارزیابی بروندادها و مقایسه آنها با منابع و فعالیت‌هاست و از این منظر با رویکردهای قبلی مدیریت بودجه که بر دروندادها و فرآیندها تمرکز داشت، تفاوت دارد (لی و یانگ، ۲۰۱۸).

بدیهی است پیش‌فرضی که در تمامی این پژوهش‌ها (و پژوهش حاضر نیز) وجود دارد این است که تخصیص بودجه تحقیق‌وتوسعه، موجب حصول نتایج[3] می‌شود (یا انتظار می‌رود که بشود). هرچند در این مورد نیز مطالعاتی وجود دارند که نشان می‌دهند یک نقطه اشباع وجود دارد (دای و چنگ[4]، ۲۰۱۵)؛ یعنی از نقطه‌ای به بعد، افزایش بودجه الزاماً به معنی افزایش بروندادها نیست یا به تعبیر دیگری الزاماً به معنی کارایی و اثربخشی

1. Europa web
2. Gao et al.
3. Results
4. Die & Cheng

بیشتر نیست (قاضی و حسین‌زاده لطفی[۱]، ۲۰۱۹)؛ بنابراین پرسش تحقیق در بسیاری از مطالعات به این سمت سوق پیدا کرد که دولت چگونه می‌تواند دربارهٔ نحوهٔ تخصیص منابع مالی محدود و در اختیار تصمیم بگیرد به‌گونه‌ای که بیشترین بازده را در ازای سرمایه‌گذاری خود به‌دست آورد؟[۲]

بنابراین، بسیار مهم است که سیاست‌گذاران، شاخص‌های دقیق و مناسبی برای ارزیابی داشته باشند که بتوانند پیشرفت پروژه‌هایی را که از حمایت دولت برخوردارند، ارزیابی کنند؛ به‌طورکلی شاخص، یک مقدار اندازه‌گیری شده است که اطلاعاتی دربارهٔ یک پدیده یا وضعیت خاص فراهم می‌کند (دزیالاس و بلایند[۳]، ۲۰۱۸). در حالت کلی، شاخص‌های نمایانگر نتایج فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه را در سه سطح ارزیابی کرد. سطح اول که نتایج بلادرنگ یا اولیهٔ این فعالیت‌هاست «برونداد»[۴] نامیده می‌شود (برای مثال، مقاله). سطح بعدی نتایج که زمان بیشتری برای تحقق آن‌ها لازم است، «خروجی»[۵] است (برای مثال، پتنت، علامت تجاری، ...). سطح سوم که به‌طور معمول نیازمند چندین سال زمان برای تحقق است، «اثرات»[۶] نامیده می‌شود (نظیر: صادرات، رویالتی، ...) (علیزاده، ۱۳۸۹). در مطالعه‌ای از تعداد مقالات وب‌آوساینس، تعداد مقالات اسکوپوس و ای‌آراچ، تعداد مقالات در مجلات داخلی، تعداد کتاب‌ها، تعداد خلاصهٔ مقالات در کنفرانس‌ها، تعداد پتنت‌ها، تعداد مدل‌های آزمایشی[۷]، تعداد نمونه‌های اولیه[۸]، تعداد روش‌های تأیید شده[۹]، تعداد نرم‌افزارهای توسعه داده شده برای بررسی عملکرد مؤسسات پژوهشی در جمهوری چک، استفاده شده است (ملک و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۴). در مطالعهٔ دیگری، پرکاربردترین شاخص‌ها برای ارزیابی عملکرد مؤسسات پژوهشی در کشور کره شامل: تعداد مقالات و پتنت‌ها، درآمد حاصل از پروانهٔ بهره‌برداری از فناوری[۱۱] (به‌عنوان شاخص سنجش برونداد)، تعداد مقالات و پتنت‌ها به ازای هر محقق (به‌عنوان شاخص سنجش بهره‌وری[۱۲])، تعداد ارجاعات به مقالات و پتنت‌ها (به‌عنوان شاخص ارزیابی اثرات) بوده است (لی و لی، ۲۰۱۵). در یکی دیگر از مطالعات انجام شده برای ارزیابی عملکرد مؤسسات پژوهشی دولتی کره، شاخص‌های درونداد و برونداد به‌صورت زیر تعریف شده است (بوئینگ[۱۳]، ۲۰۱۶):

درونداد: بودجه، تعداد پژوهشگران.

برونداد: تعداد درخواست پتنت ثبت شده در ادارهٔ پتنت داخلی، تعداد پتنت‌های صادر شده توسط ادارهٔ پتنت خارجی، تعداد درخواست پتنت ثبت شده در ادارات پتنت خارجی، تعداد پتنت‌های صادر شده توسط ادارت پتنت خارجی، تعداد مقالات منتشرشدهٔ فهرست‌شده در اس‌سی‌آی، تعداد مقالات منتشرشدهٔ فهرست‌نشده در اس‌سی‌آی، درآمد حاصل از پروانهٔ بهره‌برداری از فناوری. در رابطه با تخصیص یارانه‌های تحقیق‌وتوسعه برای

---

1. Ghazi & Hosseinzadeh Lotfi

۲. در تقابل با این ایده، مطالعات دیگری وجود دارند که موضوع عدالت و برابری سازمان‌های دریافت‌کنندهٔ بودجه از منابع دولتی را مطرح می‌کنند (Boeing, 2016).

3. Dziallas & Blind
4. Output
5. Outcome
6. Impact
7. Utility Models
8. prototypes
9. Certified Methods
10. Málek et al.
11. Technology Licensing Income
12. Productivity
13. Boeing

شرکت‌های چینی طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۶، از اختراعات با کیفیت بالا و نوع مالکیت شرکت‌ها به‌عنوان شاخص‌ها و معیارهایی برای تخصیص بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه استفاده شده است.

باید توجه داشت که به‌رغم اهمیت پروانه‌های ثبت اختراع در نظام ملی نوآوری، بعضی مطالعات استفاده از تعداد پتنت‌ها را به‌عنوان شاخص عملکرد دانشگاه‌ها زیرسؤال برده‌اند؛ به‌عنوان مثال، مطالعه‌ای که بر سنجش عملکرد دانشگاه‌های اسپانیایی متمرکز است، به این موضوع اشاره می‌کند که مدل امریکایی برمبنای پتنت عمل می‌کند، درحالی‌که دانشگاه‌های اسپانیایی عمدتاً بر قراردادهای تحقیق‌وتوسعه با صنعت تکیه دارند (سانچز-باریولینگو[1]، ۲۰۱۴). مطالعهٔ دیگری روی دانشگاه‌های ایرلندی، از اهمیت یافتن شاخص تعداد پتنت در دانشگاه‌های اروپایی ابراز نگرانی می‌کند؛ چراکه حتی در آن‌دسته از دانشگاه‌های امریکایی که از نظر «ارتباط با صنعت» الگوی جهانی محسوب می‌شوند (مثل استنفورد و ام‌آی‌تی) پتنت‌ها به‌دلیل عدم بلوغ تجاری، ارزش زیادی برای دانشگاه و صنعت خلق نمی‌کنند؛ به‌عنوان مثال، در ام‌آی‌تی فعالیت‌های ثبت پتنت تنها ۱۰٪ از کل فعالیت‌های مربوط به انتقال فناوری را تشکیل می‌دهد. مطالعهٔ دیگری که درمورد کشور برزیل انجام شده، نشان داده که پتنت‌ها یکی از کانال‌های انتقال فناوری بوده‌اند که کمترین استفاده را داشته‌اند. به‌علاوه، ثبت پتنت و لیسانس به‌عنوان شاخص‌های ارزیابی عملکرد، در حوزه‌هایی به‌جز نرم‌افزار و علوم‌زیستی کمتر به‌کار گرفته می‌شوند؛ بنابراین، استفاده از شاخص تعداد پتنت برای ارزیابی بروندادهای فعالیت‌های پژوهشی درمورد بسیاری از رشته‌های دانشگاهی مناسب نیست (فیلپات و همکاران[2]، ۲۰۱۱). افزون‌بر این، در بخش‌هایی مانند: انرژی، مدت‌ها طول می‌کشد تا فناوری‌ها به مرحلهٔ تجاری‌سازی برسند (لی و یانگ، ۲۰۱۸). در نتیجه نیاز به اتکا به شاخص‌های دیگری برای ارزیابی عملکرد تحقیق‌وتوسعه بروز کرد (یعنی شاخص‌هایی علاوه‌بر مقالات و پتنت). در مطالعهٔ انجام شده روی ۶۹ دپارتمان آکادمیک در حوزهٔ علوم در منطقهٔ لمباردی ایتالیا، چهار نوع خروجی برای پژوهش‌های آکادمیک تعریف شده است؛ کمّیت (تعداد انتشارات)، کیفیت (شاخص‌های ارجاعات)، فاند پژوهشی دریافت‌شده ازطریق گرنت‌های پژوهشی، و فاند پژوهش‌های کاربردی دریافت‌شده از طریق سفارش‌های بیرونی. در نتیجه، عملکرد هر مؤسسه براساس مفهوم کارایی تعیین می‌شود؛ یعنی توانایی حداکثرسازی بروندادهای پژوهش‌های آکادمیک به ازای مقدار مشخصی از ورودی (تسهیلات و منابع انسانی). به این‌ترتیب، یکی دیگر از بروندادهای مرتبط با پژوهش‌های دانشگاهی، توانایی جذب گرنت‌های پژوهشی و سفارش‌های بیرونی است؛ زیرا کیفیت پژوهش انجام شده را منعکس می‌کند. به‌خصوص چون دانشگاه‌ها با محدودیت‌های سخت بودجه‌ای مواجه می‌شوند، به پژوهشگران خود اجازه می‌دهند زمان بیشتری را برای فعالیت‌های درآمدزا نظیر پژوهش‌های کاربردی و مشاوره اختصاص دهند؛ بدین‌ترتیب، شاخص‌های درونداد را تعداد کارکنان، منابع مالی و دانشجویان، فضاهای فیزیکی (نظیر تسهیلات، ساختمان‌ها، ...) می‌دانند. مهم‌ترین بروندادهای آموزشی نیز تعداد دانشجویان، تعداد ثبت‌نام‌های تمام‌وقت و میزان گرنت‌های جذب‌شده و مهم‌ترین بروندادهای پژوهشی تعداد فارغ‌التحصیلان، تعداد انتشارات و میزان گرنت‌های پژوهشی کاربردی جذب‌شده ازطریق سفارش‌های بیرونی و شاخص‌های تعداد ارجاعات به انتشارات است.

1. Sánchez-Barrioluengo
2. Philpott et al.

تأثیر مشارکت دانشمندان در فعالیت‌های مربوط به انتقال فناوری مثل: پتنت کردن، شرکت‌های انشعابی دانشگاهی و قراردادهای پژوهشی [با خارج دانشگاه] نیز قابل بررسی است. وابستگی شاخص‌های برونداد به یکدیگر، ارتباط بین کمّیت و کیفیت انتشارات نیز مطرح شده است. درهمین ارتباط، بررسی‌ها نشان داده است که بروندادهای علمی از عواملی نظیر اندازه و ماهیت پروژه‌ها (ملی یا بین‌المللی؛ همکارانه یا غیرهمکارانه)، سن و جنسیت نویسندگان نیز تأثیر می‌پذیرند(آگاسیستی و همکاران، ۲۰۱۲). به‌طورکلی دشواری‌هایی نیز در برآورد شاخص‌ها و معیارهای ارزیابی وجود دارد؛ برای مثال، اغلب تأخیر زمانی بین مزایای اقتصادی حاصل از فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه و انجام آن‌ها وجود دارد. حتی تخمین دقیق منابع تخصیص‌یافته (زمان و تعداد پژوهشگران) آسان نیست. مزایای اجتماعی نیز به‌طور دقیق قابل برآورد نیستند، درحالی‌که قطعاً جزو اثرات منتج از فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه به‌حساب می‌آیند. بعضی مطالعات نشان‌داده‌اند، فارغ از شاخص‌های ارزیابی برونداد یا عملکرد مجریان فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه، روابط و برند شرکت‌ها هم در دریافت بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه نقش جدی و کلیدی دارند؛ به‌بیان دیگر، در تخصیص بودجهٔ دولتی، ارتباط بین متقاضی بودجه با سطح دولت و حاکمیت یک عامل مهم در دریافت بودجه است. فرآیند مشابهی در دریافت بودجهٔ تحقیق‌وتوسعهٔ دولتی توسط شرکت‌های کوچک‌تر از شرکت‌های بزرگ‌تر وجود دارد. از بین تمامی شرکت‌ها، شرکت‌های فناور شانس بیشتری در دریافت بودجهٔ دولتی تحقیق‌وتوسعه دارند. ضمن این‌که شرکت‌هایی که توسط دولت حمایت مالی می‌شوند، از یارانه به‌طور مؤثرتری استفاده می‌کنند و عملکرد خود را بهبود می‌بخشند (چن و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

جمع‌بندی ادبیات موضوع درخصوص شاخص‌های ارزیابی بروندادهای فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه نشان می‌دهد که می‌توان آن‌ها را ذیل چهار دسته قرار داد؛ برونداد (انتشارات، پتنت‌ها و فارغ‌التحصیلان)، خروجی‌ها (مدل‌های آزمایشی، نمونه‌های اولیه و شرکت‌های انشعابی، ...)، شاخص‌های مربوط به بهره‌وری (تعداد ارجاعات به مقالات و پتنت‌ها) و اثرات (رویالتی و حجم و تعداد سفارش پژوهش‌های کاربردی دریافت شده). درخصوص اهمیت این شاخص‌ها یا ارجحیت آن‌ها نسبت به‌هم مطالعات خاصی انجام نشده است، فقط همان‌طورکه پیش‌تر هم اشاره شد، برخی از مطالعات شاخص‌هایی مانند پتنت را برای ارزیابی عملکرد دانشگاه‌ها مناسب نمی‌دانند و برخی مطالعات جدیدتر نیز بر شاخص‌هایی مثل حجم و تعداد سفارش پژوهش‌های کاربردی دریافت شده توسط دانشگاه بیشتر تأکید دارند. در جدول ۱، دسته‌بندی مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی نتایج تحقیق‌وتوسعه ارائه شده است.

جدول ۱: دسته‌بندی شاخص‌های ارزیابی نتایج تحقیق‌وتوسعه

Tab. 1: Classification of indicators for evaluating the results of research and development

شاخص		شاخص فرعی
برونداد	انتشارات	تعداد مقالات Web of Science
		تعداد مقالات Scopus و ERH
		تعداد مقالات در مجلات داخلی
		تعداد مقالات Web of Science
		تعداد کتاب

1. Chen et al.

		تعداد چکیده در کنفرانس‌ها
	پتنت‌ها	تعداد درخواست‌های ثبت اختراع در اداره ثبت اختراع داخلی
		تعداد پتنت‌های صادر شده توسط اداره ثبت اختراعات داخلی
		تعداد درخواست‌های ثبت اختراع در دفاتر ثبت اختراع خارجی
		تعداد اختراعات صادر شده توسط اداره ثبت اختراعات خارجی
	فارغ‌التحصیلان	تعداد فارغ‌التحصیلان
خروجی		تعداد مدل‌های آزمایشی
		تعداد نمونه‌های اولیه
		تعداد روش‌های تأیید شده
		تعداد نرم‌افزارهای توسعه‌یافته
		تعداد شرکت‌های انشعابی دانشگاهی
بهره‌وری	انتشارات	بهره‌وری تعداد استناد به مقالات
		تعداد مقالات به ازای هر محقق
	پتنت‌ها	تعداد مراجع ثبت اختراع
		تعداد اختراعات به ازای هر محقق
اثرات		میزان درآمد حاصل از مجوز بهره‌برداری از فناوری
		حجم کمک هزینه‌های تحقیقاتی دریافتی از سفارشات بیرونی[1]
		تعداد سفارشات تحقیقات کاربردی دریافت شده از خارج از کشور

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

۳. مروری بر مطالعات پیشین

تخصیص بودجه مشتمل‌بر مجموعه‌ای از تصمیمات راهبردی است. دریافت بودجهٔ زیاد برای یک سازمان، کاری دشوار محسوب می‌شود؛ زیرا بودجه‌ی در اختیار دولت، محدود است. از سوی دیگر، همان‌طورکه اشاره شد دریافت بودجهٔ بیشتر، به‌معنای کارایی و اثربخشی بیشتر نیست. در هر کشوری، بودجهٔ دولتی به‌صورت سالانه به همهٔ سازمان‌ها تخصیص می‌یابد. در اغلب کشورهای درحال توسعه، سازمان‌ها تلاش می‌کنند بودجهٔ بیشتری دریافت کنند، بدون توجه به این‌که چه مقدار از بودجه برای آن‌ها مؤثر است. این موضوع یکی از اصلی‌ترین چالش‌ها در بودجه‌ریزی سالانه دولتی به‌صورت سنتی است؛ به‌همین دلیل، بودجه‌ریزی اثربخش ذیل مباحث بهینه‌سازی موردتوجه قرار گرفته و به‌جای استفاده از روش‌های سنتی، روش‌های تخصیص بهینهٔ بودجه پیشنهاد شده است (قاضی و حسین‌زاده لطفی، ۲۰۱۹).

به‌طورکلی، مطالعه دربارهٔ مدل‌های بهینهٔ تخصیص بودجه قدمت زیادی دارد و به دههٔ ۱۹۵۰م. بازمی‌گردد؛ تا قبل از آن به‌واسطهٔ محیط‌های آرام و باثبات سازمان‌ها، بودجه‌ریزی از پیچیدگی خاصی برخوردار نبود و برای پیش‌بینی هزینه‌ها معمولاً از روند گذشته و پیش‌بینی‌های ساده و متداول استفاده می‌شد. از آن زمان و با متلاطم و آشفته‌تر شدن محیط‌های سازمانی، بودجه‌ریزی مبتنی‌بر عملکرد مطرح و بودجه به یک ابزار و عامل استراتژیک برای سازمان‌ها تبدیل شد (آذر و نجفی، ۱۳۹۰).

---

۱. توانایی یک دانشگاه یا پژوهشگاه دولتی برای دریافت سفارش پژوهش‌های تقاضامحور بیرونی، شاید ماحصل سال‌ها تحقیق و تجربه و سوابق مثبت آن دانشگاه باشد. از این رو، در مطالعات جدیدتر این حوزه، گرنت بیرونی را شاخصی برای ارزیابی دانشگاه‌ها می‌دانند نه شاخص درونداد.

تخصیص بودجه در تحقیقات پیشین با روش‌ها و رویکردهای مختلف انجام شده است. در بین همهٔ رویکردها، به‌طورکلی اهمیت رویکردهای ریاضی تخصیص بودجه در مواردی که تعداد متغیرهای تصمیم، محدودیت‌ها و اهداف افزایش می‌یابند، غیرقابل انکار است. یکی از این موارد، تخصیص بودجه به تعداد زیادی از دانشگاه‌ها است که در صورت عدم استفاده از روش‌های ریاضی، عدم تخصیص بهینهٔ منابع موجود بروز می‌کند (آذر و همکاران، ۱۳۹۲).

مرور سیستماتیک پیشینهٔ تحقیق با رویکرد موسع انجام شده است. دلیل این امر، جستجو و یافتن انواع متنوع مدل‌های بهینه‌سازی برای انتخاب فعالیت‌هاست (که در برخی مقالات معادل با انتخاب پروژه‌ها است) و در گام بعدی با تخصیص منابع مالی به پروژه‌ها یا فعالیت‌ها دنبال می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، انتخاب فعالیت‌ها یا پروژه‌ها مقدمه‌ای بر تخصیص بودجه به آن فعالیت یا پروژه است و این انتخاب براساس بهینه‌سازی نتایج آن پروژه یا فعالیت صورت می‌گیرد. در این‌میان، همهٔ مدل‌های برنامه‌ریزی ریاضی با توجه به محدودیت‌های مربوط به منابع، تابع هدف یا توابع هدفی را بهینه می‌سازند. این مدل‌ها براساس ساختار ریاضی می‌توانند برنامه‌ریزی خطی (اوچتاق و یوکسلتن[۱]، ۲۰۱۲)، غیرخطی، عدد صحیح، پویا[۲]، آرمانی[۳]، چندهدفه یا تصادفی[۴] و برنامه‌ریزی فازی باشند (هایدنبرگر و استامر[۵]، ۱۹۹۹؛ مدرس و حسن‌زاده[۶]، ۲۰۰۹). از دیگر ابتکارات می‌توان به استفاده از شاخص «پیرسون» و «گیتینز» برای بهینه‌سازی (تالیاس[۷]، ۲۰۰۷)، روش BSC و DEA توسعه‌یافته (ایلات و همکاران، ۲۰۰۸[۸])، یک مدل بهینه‌سازی با متغیرهای گسسته (لیتوینچوف و همکاران[۹]، ۲۰۱۰)، مدل توصیف ریسک فناوری در پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه (لو[۱۰]، ۲۰۱۲)، مدل برنامه‌نویسی صحیح صفر–یک غیرخطی برای تعادل مقادیر و خطرات در انتخاب پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه با هدف حداکثرسازی ارزش پروژه‌ها و کاهش ریسک (عباسی و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۴)، سیستم‌های ارزیابی ترکیبی از روش‌های سنتی و الگوریتم‌های نوین (ملک و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۴)، مدل برنامه‌ریزی ریاضی برای تهیهٔ فهرست پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه در شرایط نامشخص (هزینه و منابع نامشخص) (سان و همکاران[۱۳]، ۲۰۱۷) اشاره کرد. از دیگر روش‌ها می‌توان به‌روش انتخاب پروژه تحقیق‌وتوسعهٔ چند معیاره فازی مبتنی‌بر TOPSIS فازی سلسله‌مراتبی (تولگا[۱۴]، ۲۰۰۸)، مدل‌های سیستم دینامیک و درخت تصمیم تقریبی (تان[۱۵] و همکاران، ۲۰۱۰)، روش تلفیقی F-DEA و AHP (لیو[۱۶]، ۲۰۱۱)، مدل‌های تخمین تحت شرایط کمبود اطلاعات (وایسنتال[۱۷] و همکاران، ۲۰۱۲)، روش DEA توسعه‌یافته (وندال

1. Üçtuğ & Yükseltan
2. Dynamic
3. Goal programming
4. Stochastic
5. Heidenberger & Stummer
6. Modarres & Hasanzadeh
7. Talias
8. Eilat et al.
9. Litvinchev et al.
10. Luo
11. Abbassi et al.
12. Málek et al.
13. Sun et al.
14. Tolga
15. Tan et al.
16. Liu
17. Wiesenthal et al.

و دکوتیر[۱]، ۲۰۱۳)، روش MCDM، AHP و DEA (لی و همکاران[۲]، ۲۰۱۳) ارائه الگوریتم‌هایی جهت تخصیص بودجهٔ بهینه برای مسأله نقطه مرکزی و برای مسأله نقطهٔ متوسط روی درختان (بن–موشه و همکاران[۳]، ۲۰۱۶)، روش DEA برای ارزیابی کارایی پروژه‌های تخصیص داده شده (چون و همکاران[۴]، ۲۰۱۶؛ قاضی و حسین‌زاده لطفی[۵]، ۲۰۱۹) مدل بودجه‌بندی مشارکتی تحت عدم اطمینان (گومز و همکاران[۶]، ۲۰۱۶)، رتبه‌بندی و انتخاب تخصیص بودجه تحت شرایط عدم اطمینان در ورودی‌های مسأله (ژائو و همکاران[۷]، ۲۰۱۷)، شبیه‌سازی مسأله انتخاب m طرح بهتر و n طرح بدتر از مجموع k گزینهٔ در دسترس (ژیائو و همکاران[۸]، ۲۰۱۷)، چارچوب پشتیبانی تصمیم برای تخصیص بهینهٔ بودجه‌های تحقیق‌وتوسعهٔ ملی با استفاده از یادگیری ماشین و بهینه‌سازی (جانگ[۹]، ۲۰۱۹)، مدل تخصیص بهینهٔ محاسباتی با استفاده از الگوریتم GWO (فو و همکاران[۱۰]، ۲۰۲۱) را نام‌برد که همگی ازجمله روش‌های پیشنهادی تخصیص بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه در تحقیقات پیشین طی دو دههٔ گذشته است.

دستهٔ دیگری از رویکردها، رویکردهای تلفیقی تصمیم‌گیری و نظریهٔ بازی‌ها هستند (مانند: رویکردهای درخت تصمیم‌گیری، رویکردهای مبتنی‌بر نظریهٔ بازی) که تحولات یا تغییرات محیط سازمان را موردتوجه قرار داده‌اند (هایدنبرگر و استامر[۱۱]، ۱۹۹۹).

مدل‌های شبیه‌سازی ابزاری بسیار قدرتمند برای کمک به تصمیم‌گیری در بسیاری از برنامه‌های تخصیص بودجه (برنتلی و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۴) و نیز برای انتخاب پروژه‌ها هستند. این مدل‌ها نمایش سیستم‌های دنیای واقعی را با جزئیات بیشتری نسبت به مدل‌های بهینه‌سازی امکان‌پذیر می‌کنند و در شرایطی مورداستفاده قرار می‌گیرند که آزمودن در دنیای واقعی غیرمناسب، بیش از حد پرهزینه و زمان‌بر است و فرآیندهای تحلیلی پیچیده نمی‌توانند با هزینهٔ موجه و در زمان قابل‌قبول به‌کار بسته شوند (هایدنبرگر و استامر، ۱۹۹۹)؛ برای مثال، در یکی از مطالعات نسبتاً جدید و مرتبط، مدل انتخاب و برنامه‌ریزی پروژهٔ تحقیق‌وتوسعهٔ جدید برای تصمیم‌گیری با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی و شبیه‌سازی «مونت کارلو» در قالب یک مسأله بودجه‌بندی تحت شرایط عدم قطعیت ضرایب مسأله در توابع هدف و محدودیت‌ها توسعه داده شده است (حسن‌زاده و همکاران[۱۳]، ۲۰۱۴).

الگوریتم‌های هیوریستیک نیز دستهٔ دیگری از مدل‌های مورداستفاده برای تخصیص بودجه تحقیق‌وتوسعه هستند که جواب قابل‌قبول و نه لزوماً بهینه را پیدا می‌کنند. این الگوریتم‌ها، در مقالات جدیدتر حوزهٔ انتخاب و تخصیص بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه مطرح شده‌اند. درنهایت، رویکردهای تقلید شناختی تلاش می‌کنند مدلی از فرآیند تصمیم‌گیری واقعی را در یک سازمان بنا کنند. در سال‌های اخیر، روش‌های متنوع‌تری برای تحلیل اثرات

1. Vandaele & Decouttere
2. Lee et al.
3. Ben-Moshe et al.
4. Chun et al.
5. Ghazi & Hosseinzadeh Lotfi
6. Gomez et al.
7. Gao et al.
8. Xiao et al.
9. Jang
10. Fu et al.
11. Heidenberger & Stummer
12. Brantly et al.
13. Hassanzadeh et al.

سرمایه‌گذاری‌های تحقیق‌وتوسعه نیز پیشنهاد شده است. در برخی از این روش‌ها (مانند: مدل‌سازی سیستم‌های پویا) تعاملات پیچیده بین عوامل و رابطهٔ علّی بین آن‌ها تحلیل می‌شود؛ هرچند وقتی تعداد عوامل زیاد می‌شود، کارایی خود را ازدست می‌دهند. شبکه‌های عصبی مصنوعی نیز برای تحلیل آثار سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه مورداستفاده قرار گرفته‌اند.

«جانگ»[1] (۲۰۱۹) یک چارچوب ترکیبی برای تصمیم‌گیری درمورد تخصیص بهینهٔ بودجهٔ برنامه‌های تحقیق‌وتوسعه در کره جنوبی ارائه داده است. در این تحقیق از روش بهینه‌سازی به‌روش ماشین یادگیری حدی[2] برای تخصیص بهینه و برآورد دقیق بازده تحقیق‌وتوسعه در آینده استفاده شد و مدل پیشنهادی برای بودجه‌بندی یک برنامهٔ ملی تحقیق‌وتوسعه پیاده‌سازی شد. «لی»[3] و «یانگ» (۲۰۲۰) استراتژی‌هایی در رابطه با تخصیص بودجه به بخش تولید انرژی‌های تجدیدپذیر در کره جنوبی ارائه دادند. آن‌ها سه معیار تخصیص بودجه شامل عملکرد سرمایه‌گذاری گذشته، اثرات مورد انتظار در آینده و ریسک سرمایه‌گذاری اضافی را برای دستیابی به اهداف تحقیق‌شان درنظر گرفتند و یک مدل تخصیص بازار برای تجزیه و تحلیل اثرات موردانتظار در آینده و یک مدل سیستم دینامیک برای محاسبهٔ حجم سرمایه‌گذاری ارائه دادند. «ژی» و همکاران[4] (۲۰۲۱) حمایت‌های یارانه‌ای دولت در بخش تحقیق‌وتوسعه تولید واکسن، در شرایطی که ریسک، تأثیر نامطلوب بر خریدار دارد را با استفاده از روش تئوری بازی تکاملی در چین بررسی کردند. یارانهٔ تولید هر واحد با سطح پایین ریسک‌پذیری یا تقاضای بالقوهٔ بالا، بیشتر است و ممکن است به‌دلیل عملکرد ناپایدار، توسط دولت حذف شود. درواقع، وقتی ضریب هزینهٔ نوآوری نسبتاً کم باشد، یارانهٔ تولید به ازای هر واحد کاهش داده می‌شود.

1. Jang
2. Extreme Learning Machine (EML)
3. Lee & Yang
4. Xie et al.

جدول ۲: جمع‌بندی مهم‌ترین مطالعات خارجی در زمینهٔ بهینه‌سازی و مدل‌های ریاضی تخصیص بودجه و مشخصات هریک از مطالعات (۲۰۰۰-۲۰۲۱)

Tab. 1: Summary of the most important foreign studies in the field of optimization and mathematical models of budget allocation and the characteristics of each study (2000-2021)

نویسندگان	سال	نوع مطالعه/ روش/ مدل اصلی	گروه هدف/ بخش/ مطالعهٔ موردی/ کشور	تم اصلی
عباسی و همکاران	۲۰۱۴	روش مبتنی‌بر آنتروپی متقابل	ایران	انتخاب پروژه‌های تحقیقاتی
بن-موشه و همکاران	۲۰۱۶	چارچوب تلفیقی بهینه‌سازی و نظریهٔ گراف	اسرائیل	بهینه‌سازی یارانه‌های تحقیق‌وتوسعه
برنتلی و همکاران	۲۰۱۴	شبیه‌سازی	وزارت انرژی/ چین	مدیریت و افزایش کارایی تخصیص بودجه
چون و همکاران	۲۰۱۶	DEA	پروژه‌های انرژی/ کره	ارزیابی عملکرد تحقیق‌وتوسعه
ایلات و همکاران	۲۰۰۸	رویکرد کارت امتیازی متوازن و DEA	آزمایشگاه‌های تحقیقاتی صنعتی/ چین	ارزیابی پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه
فو و همکاران	۲۰۲۱	الگوریتم بهنیه‌سازی گرگ خاکستری	چین	بهینه‌سازی تصادفی
ژائو و همکاران	۲۰۱۷	آمار توصیفی و بهینه‌سازی استوار	شرکت‌های کوچک و متوسط چینی	بهینه‌سازی استوار
قاضی و حسین‌زاده لطفی	۲۰۱۹	مدل‌سازی مبتنی‌بر تحلیل پوششی داده‌ها	شرکت‌های توزیع گاز طبیعی در ایران	ارزیابی و تخصیص بودجه
گومز و همکاران	۲۰۱۶	رویکرد مشارکتی در بهینه‌سازی	اسپانیا	کنترل عدم‌قطعیت در بودجه‌ریزی
حسن‌زاده و همکاران	۲۰۱۴	شبیه‌سازی مونت کارلو و بهینه‌سازی چندهدفه	سازمان‌های تحقیقاتی در بخش دارو/ ایران	بهینه‌سازی استوار
جانگ	۲۰۱۹	یادگیری ماشین	پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه، کره	کنترل عدم‌قطعیت در بودجه‌ریزی برای پروژه‌های مختلف
لی و همکاران	۲۰۱۳	AHP/ DEA	منابع تحقیق‌وتوسعه در بخش انرژی/ چین	کارایی در تخصیص منابع تحقیق و توسعه
لی و همکاران	۲۰۲۰	DEA	دولت‌های محلی در کره	تحلیل عملکرد سرمایه‌گذاری در تحقیق‌وتوسعه
لیتوینچوف و همکاران	۲۰۱۰	MODM	پروژه‌های کلان تحقیق‌وتوسعهٔ دولتی/ مکزیک	ماگزیمم‌سازی چندهدفه/ اندازه‌گیری اثربخشی پروژه‌های تحقیق‌وتوسعهٔ دولتی
لیو	۲۰۱۱	تحلیل پوششی داده‌های فازی و تحلیل سلسله‌مراتبی فازی یکپارچه شده	تایوان	تخصیص بودجه تحقیق‌وتوسعهٔ دولتی
لو	۲۰۱۲	مدل‌سازی ریاضی	پورتفوهای پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه/ مجارستان	متنوع‌سازی بهینه پورتفوهای پروژه‌های

نویسندگان	سال	نوع مطالعه/ روش/ مدل اصلی	گروه هدف/ بخش/ مطالعهٔ موردی/ کشور	تم اصلی
				تحقیق‌وتوسعه
ملک و همکاران	۲۰۱۴	ارزیابی شاخص‌های علم‌سنجی	مؤسسات پژوهشی در جمهوری چک	پشیبانی از تحقیق‌وتوسعه با منابع صندوق‌های دولتی
سان و همکاران	۲۰۱۷	مدل‌سازی ریاضی	پروژه‌های تحقیق‌وتوسعهٔ دولتی/چین	کنترل عدم‌قطعیت در بهینه‌سازی سبدهای تحقیق‌وتوسعه
تالیاس	۲۰۰۷	ارزیابی شاخص‌ها: شاخص پیرسون و شاخص گیتینز	صنعت دارو، آلمان	انتخاب پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه/ استفاده از شاخص‌های تصمیم‌گیری برای ارزیابی آن‌ها
تان و همکاران	۲۰۱۰	مدل‌های سیستم دینامیک و درخت‌های تصمیم	پروژه‌های انرژی، ایالات متحده	ارزیابی پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه/ کنترل ماهیت پویای پروژه‌های ریسکی تحقیق‌وتوسعه
تولگا	۲۰۰۸	تصمیم‌گیری چندشاخصهٔ فازی	ترکیه	انتخاب پروژه‌های تحقیق‌وتوسعه
اوچتاق و یوکسلتن	۲۰۱۲	برنامه‌ریزی خطی	بخش انرژی خانگی/ ترکیه	کارایی تخصیص بودجه
وندال و دکوتیر	۲۰۱۳	یک مدل DEA	صنعت دارو، بلژیک	ارزیابی پورتفوهای تحقیق‌وتوسعه
وایسنتال و همکاران	۲۰۱۲	یک روش چهارمرحله‌ای کیفی	فناوری‌های حوزهٔ انرژی/ایالات متحده	تخمین سرمایه‌گذاری دولت یا بخش کسب‌وکار در تحقیق‌وتوسعه در شرایط عدم قطعیت
ژیائو و همکاران	۲۰۱۷	شبیه‌سازی	شرکت‌های چینی	تخصیص بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه/ انتخاب هم‌زمان بهترین و بدترین زیرمجموعه‌ها

در بین مهم‌ترین و مرتبط‌ترین مطالعات داخلی، «رجبی» (۱۳۹۱) با استفاده از روش برنامه‌ریزی آرمانی و منطق فازی الگویی برای تخصیص بهینهٔ بودجه وزارت بهداشت به استان‌های ایران ارائه کرده است. در این مطالعه برای تخصیص بهینهٔ بودجه، ابتدا به‌وسیلهٔ شاخص‌سازی، موقعیت هر استان نسبت به سایرین تعیین شده و سپس، با توجه به اولویت‌های موردنظر، الگوی تخصیص بودجه با روش برنامه‌ریزی آرمانی طراحی و بر این اساس بودجهٔ سالانهٔ این وزارت‌خانه به استان‌ها تخصیص داده شده است. «آذر» و همکاران (۱۳۹۲) از مدل بودجه‌ریزی مبتنی‌بر عملکرد برای تخصیص بودجهٔ یک دانشگاه به دانشکده‌ها استفاده کرده‌اند. با توجه به عدم قطعیت در حدود بودجه، آن‌ها از روش برنامه‌ریزی آرمانی استوار استفاده کرده و برای وزن آرمان‌ها و میزان اهمیت برنامه‌ها به مقایسهٔ زوجی خبرگان اتکا کرده‌اند. «آذر» و همکاران (۱۳۹۳) یک مدل بودجه‌ریزی برمبنای عملکرد استوار- فازی رویکردی در مدیریت ریسک تخصیص بودجه توسعه دادند. در این مدل از یک‌سو تخصیص بودجه به برنامه‌ها براساس اهمیت هر برنامه، و از سوی دیگر تخصیص بودجه به دانشکده‌ها براساس سرانهٔ دانشجویی مصوب وزارت علوم، تحقیقات و فناوری موردتوجه قرار گرفت. نکتهٔ مهم در طراحی این مدل (که به‌عنوان مطالعهٔ موردی در دانشگاه تربیت‌مدرس پیاده شد) استفاده از ضریب کارایی برای تعیین اهمیت هرگروه آموزشی به‌منظور تخصیص بودجه به آن بود. «رحمانی فضلی» و «عرب‌مازار» (۱۳۹۵) یک مدل برنامه‌ریزی آرمانی جهت تخصیص بهینهٔ استانی منابع بودجه در راستای تحقق آرمان‌های عمدهٔ کلان اقتصادی و اجتماعی کشور شامل: کاهش نرخ بیکاری، کاهش نابرابری درآمدی و افزایش تولید و اشتغال و سطح سرمایهٔ اجتماعی ارائه دادند. مدل طراحی شده، سطح بهینهٔ تخصیص بودجه به استان‌ها را تعیین می‌نمود. «خالقی سروش» و همکاران (۱۳۹۶) الگویی برای تخصیص منابع آموزش عالی در ایران با استفاده از روش معادلات ساختاری تفسیری طراحی، و شاخص‌های کلیدی تخصیص منابع استخراج و در سه گروه مؤلفه‌های سیاسی، عملکردی و رویکردی طبقه‌بندی کرده‌اند.

بررسی طراحی چارچوب تخصیص بهینهٔ بودجه در مطالعات پیشین نشان می‌دهد در بین مطالعات خارجی تاکنون مدل جامع و کارایی برای تخصیص بودجهٔ دولتی تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها ارائه نشده است. هم‌چنین از آنجایی‌که ملاک تخصیص یا افزایش بودجه، به‌ویژه در بخش تحقیق‌وتوسعهٔ ایران کمتر مبتنی‌بر عملکرد بوده و تابع متوسط افزایش سالانهٔ بودجه است، در هیچ مطالعهٔ داخلی به موضوع تخصیص بهینهٔ مقدار مشخصی از اعتبارات تحقیق‌وتوسعه بین تعدادی از دانشگاه‌های ایران با درنظر گرفتن عدم‌قطعیت در بروندادهای فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه پرداخته نشده است. از این حیث، موضوع پژوهش حاضر، نوآورانه و کاربردی است.

۴. روش‌شناسی تحقیق

این پژوهش یک پژوهش توسعه‌ای است و هدف آن، ارائه یک مدل ریاضی برای تخصیص بهینهٔ بودجه است. این مدل باید مستقل از داده‌های به‌کار رفته برای تست بوده و قابلیت پیاده‌سازی در ابعاد بزرگ‌تر را داشته باشد. بدین‌ترتیب انتظار می‌رود مدل ارائه شده در این تحقیق بتواند به بهبود تخصیص بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه دانشگاه‌ها براساس بروندادهای فعالیت‌های پژوهشی، کمک نماید. با این توضیح، وزارت علوم، تحقیقات و فناوری (از زاویهٔ

حداکثرسازی بروندادهای فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه) و سازمان برنامه و بودجه (از زاویهٔ تخصیص بهینهٔ منابع محدود مالی) می‌توانند مخاطبان و کاربران اصلی نتایج پژوهش باشند.

۴-۱. بهینه‌سازی استوار و تخصیص بودجه

در برنامه‌ریزی ریاضی برای تخصیص بودجه، معمولاً مسائل با پیش‌فرض قطعی بودن داده‌ها مدل‌سازی و حل می‌شوند. در این مدل‌ها اثر عدم‌قطعیت داده‌ها در کیفیت و امکان‌پذیری جواب‌ها تأثیری ندارد؛ در نتیجه در مسائل دنیای واقعی ممکن است با تغییر یکی از داده‌ها، برخی محدودیت‌ها نقض و جواب به‌دست آمده غیربهینه یا حتی غیرممکن شود. این درحالی‌ست که حصول بروندادهای فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه با عدم‌قطعیت همراه است (مدرس و حسن‌زاده[1]، ۲۰۰۹) و یکی از مهم‌ترین موضوعات در بودجه‌ریزی بهینه نحوهٔ برخورد با این عدم‌قطعیت است.

رویکردهای مختلفی برای بهینه‌سازی در شرایط عدم قطعیت توسعه پیدا کرده است (آذر و نجفی، ۱۳۹۰). در روش‌های کلاسیک از تحلیل حساسیت استفاده می‌شود. در این رویکرد ابتدا از عدم قطعیت متغیرها یا ضرایب صرف‌نظر می‌شود و جواب محاسبه می‌شود؛ سپس برای تحلیل خوب بودن جواب، متغیرها یا ضرایب در بازهٔ مشخصی تغییر داده می‌شوند؛ اما نمی‌توان برای تولید جواب‌های استوار از آن استفاده کرد (آذر و همکاران، ۱۳۹۲). تئوری مجموعه‌های فازی یکی دیگر از ابزارهای ریاضی برای مدل‌سازی اطلاعات غیردقیق است؛ اما یکی از نقاط ضعف آن این است که در شرایطی که طیفی از مقادیر ممکن برای پارامترها وجود دارد، اما نمی‌توان مطلوب‌ترین مقدار را در هر طیف برآورد کرد، قابل استفاده نخواهد بود؛ برای مثال، ممکن است یک فرد خبره بیان کند که اگر مقدار مشخصی از بودجه به فعالیت تحقیق‌وتوسعه تخصیص یابد، احتمالاً پس از چندسال یک پتنت برای حفاظت از نتایج ثبت شود؛ اما این فرد خبره نمی‌تواند جزئیات مربوط به احتمال دریافت پتنت (اندازهٔ احتمال و توزیع امکان‌پذیری) را ارائه کند (مدرس و حسن‌زاده، ۲۰۰۹). رویکرد دیگری که برای لحاظ کردن عدم قطعیت داده‌ها در مسائل بهینه‌سازی مطرح شده، رویکرد بهینه‌سازی استوار[2] است. این رویکرد، شدنی بودن و بهینگی جواب را تضمین می‌کند (سان و همکاران، ۲۰۱۷) و ماهیت تصادفی پارامترها را بدون هیچ پیش‌فرضی دربارهٔ توزیع آن‌ها در مسأله وارد می‌کند (مدرس و حسن‌زاده، ۲۰۰۹).

۴-۲. تشریح مدل

برای مدل‌سازی عدم‌قطعیت در مدل‌های استوار به دانستن توزیع عدم‌قطعیت و یا وجود خبره، نیازی نیست و تنها کافیست حدود پارامتر غیرقطعی را بدانیم.

- اندیس‌ها

$i \in I = \{1,2,\dots,n\}$: هریک از n دانشگاه مورد بررسی را نشان می‌دهد.

1. Modarres & Hasanzadeh
2. Robust Optimization

$j \in J = \{1,2,3\}$: گزینهٔ بودجهٔ قابل‌تخصیص را نشان می‌دهد که می‌تواند سه مقدار بگیرد: کمتر از مقدار تخصیص‌یافته سال قبل، به اندازه مقدار تخصیص یافتهٔ سال قبل، بیشتر از مقدار تخصیص‌یافتهٔ سال قبل. به‌عبارت دیگر، هریک از دانشگاه‌های ۱ تا n می‌توانند سه مقدار بودجهٔ تخصیص‌یافته داشته باشند.

- پارامترها

oij: خروجی مورد انتظار تحقیق‌وتوسعه را نشان می‌دهد در شرایطی که مؤسسه iام بودجه jام را دریافت کند.

bij: مقدار بودجه را نشان می‌دهد در شرایطی که گزینّ بودجه jام به مؤسسه iام تخصیص یابد.

B: مجموع کل بودجهٔ قابل تخصیص از سوی دولت به فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه در تعداد n دانشگاه مورد بررسی.

- متغیرها

xij: متغیر تصمیم مدیریتی است که یک متغیر باینری بوده و چنان‌چه گزینهٔ بودجه jام به دانشگاه iام تخصیص داده شود مقدار ۱ و در غیر این‌صورت مقدار ۰ می‌گیرد.

- مدل ریاضی

$$Z^{(O)} = Max \sum_{i\in I}\sum_{j\in J}\sum_{t\in T} o_{ijt}\, x_{ijt} \qquad (۱)$$

$$subject\ to \sum_{i\in I}\sum_{j\in J}\sum_{t\in T} \quad b_{ijt}\, x_{ijt} \le B_t \qquad (۲)$$

$$\sum_{j\in J} x_{ij} = 1 \qquad \forall i \in I \qquad (۳)$$

$$x_{ij} \in \{0,1\} \quad \forall i \in I = \{1,2,3,4,5\},\ \forall j \in J = \{1,2,3\},\ \forall t \in T = \{1,2,3,4,5,6,7\} \qquad (۴)$$

که در آن تابع هدف مدل (Z) کل برونداد موردانتظار تحقیق‌وتوسعه از n دانشگاه را ماگزیمم می‌سازد. محدودیت‌های مدل شامل موارد زیر است:

۱) مجموع کل بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه در اختیار در سال t، B_t برای تعداد i دانشگاه است (محدودیت (۲))؛

۲) هر مؤسسه i یکی از ۳ حالت بودجه را دریافت می‌کند (محدودیت (۳))؛

۳) متغیر تصمیم، یک متغیر باینری است (محدودیت (۴)).

اگر فرض کنیم عدم قطعیت در برونداد موردانتظار تحقیق‌وتوسعه در هر سال وجود دارد و به‌عبارت دیگر با این فرض که برونداد مورد انتظار تحقیق‌وتوسعه در دانشگاه‌های مورد بررسی با عدم‌قطعیت همراه هستند، باید مدل پایداری توسعه داده شود تا تخصیص بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها به‌شکل بهینه و با درنظر گرفتن چنین عدم قطعیتی در بروندادها انجام شود. به پیروی از رویکردی که «برتسیماس» و «سیم» در سال ۲۰۰۴ توسعه دادند (برتسیماس و سیم[1]، ۲۰۰۴)، فرض می‌شود عدم قطعیت برونداد مورد انتظار برای هر دانشگاه یک مجموعه عدم‌قطعیت از نوع جعبه‌ای باشد. چنین مجموعه‌ای فرض می‌کند که پارامترهای اختصاص داده شده توسط کاربر، می‌تواند به‌صورت تصادفی بین مقدار متوسط $\bar{o}_{ij}$ و مقدار انحراف معیار $\hat{o}_{ij}$ تغییر کند:

$$A = \{o_{ij} \in O | o_{ij} \in [\bar{o}_{ij} - \hat{o}_{ij}, \bar{o}_{ij} + \hat{o}_{ij}]\} \qquad (۵)$$

1. Bertsimas & Sim

تحت این مجموعه عدم قطعیت، مدل پایدار برای تخصیص بهینهٔ بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Z_{(R)}^{(O)} = Max \sum_{i\in I}\sum_{j\in J} \bar{o}_{ij}\, x_{ij} + P(x,C) \qquad (۶)$$

$$subject\ to \sum_{i\in I}\sum_{j\in J} b_{ij}\, x_{ij} \le B \qquad (۷)$$

$$\sum_{j\in J} x_{ij} = 1 \qquad \forall i \in I \qquad (۸)$$

$$x_{ij} \in \{0,1\} \quad \forall i \in I, \forall j \in J \qquad (۹)$$

$\mathrm{P}(\mathrm{x}, C)$ یک تابع «حفاظت»[1] نامیده می‌شود که کمک می‌کند بدترین سناریوی عدم‌قطعیت در برونداد را درنظر بگیریم. برای کنترل بدترین (بزرگ‌ترین) انحرافی که می‌تواند توسط تابع حفاظت مدنظر قرارگیرد، متغیر s_{ij} را تعریف می‌کنیم؛ بنابراین تابع حفاظت به‌صورت معادلهٔ (۱۰) فرموله می‌شود:

(۱۰)

$$\begin{aligned} &\big(\mathrm{P}(\mathrm{x}, C)\big) \\ &= min \sum_{i\in I}\sum_{j\in J} \hat{o}_{ij}\, x_{ij}\, s_{ij} \end{aligned} \quad \Leftrightarrow \quad \begin{aligned} &\big(\mathrm{P}(\mathrm{x}, C)\big) \\ &= -max \sum_{i\in I}\sum_{j\in J} \hat{o}_{ij}\, x_{ij}\, s_{ij} \end{aligned}$$

$$subject\ to \sum_{i\in I}\sum_{j\in J} |s_{ij}| \le C \qquad subject\ to \sum_{i\in I}\sum_{j\in J} s_{ij} \le C$$

$$|s_{ij}| \le 1\ \forall i \in I, \quad \forall j \in J \qquad 0 \le s_{ij} \le 1\ \forall i \in I, \quad \forall j \in J$$

اگر سمت چپ معادلهٔ ۱۰ را ملاک قرار دهیم، مقدار بهینهٔ تابع حفاظت $\mathrm{P}(x, C)$ به ازای مقداری از C به‌دست می‌آید که در آن $s_{ij} = -1$ و سایر مقادیر $s_{ij} = 0$؛ بنابراین می‌توان با تبدیل مدل به مدل ماگزیمم‌سازی (به‌نحوی‌که در سمت راست رابطه دیده می‌شود) مدل را بدون علامت قدرمطلق برای s_{ij} بازنویسی کرد و بدین‌ترتیب آن را به یک مدل خطی، شدنی و کراندار به ازای مقدار ثابتی از x تبدیل نمود.

شاخص ارزیابی هر آزمایش، به‌صورت نرخ بهبود در برونداد تحقیق‌وتوسعه در مقایسه با وضعیت موجود به‌صورت معادله (۱۱) محاسبه می‌شود:

$$r = \frac{Z^* - Z}{Z} \qquad (۱۱)$$

که در آن:

Z: برونداد تحقیق‌وتوسعه از داده‌های واقعی

Z^*: برونداد تحقیق‌وتوسعه از مدل بهینه‌سازی

برای پیاده‌سازی مدل، ۵ دانشگاه صنعتی کشور به‌روش غیرتصادفی انتخاب شده است. برای انتخاب نمونه، دانشگاه‌هایی با مقیاس حتی‌الامکان مشابه و با بیشترین شباهت در جنس فعالیت‌ها و بروندادها انتخاب شده‌اند؛ به‌عبارت دیگر، دانشگاه‌هایی با بودجهٔ سرانهٔ مشابه (نسبت به تعداد اعضای هیأت علمی و دانشجویان تحصیلات

1. Protection Function

تکمیلی که در تولید بروندادها نقش اصلی را دارند) و هم‌چنین رشته‌ها و گرایش‌های مشابه که احتمال مشابهی برای حصول بروندادهایی مانند مقالات داشته باشند.

برای محدودیت بودجه در اختیار از داده‌های اعتبارات بودجه‌ای دانشگاه‌ها استفاده شده است. لازم به توضیح است که برخی اقتصاددانان، بر توجه به هزینهٔ تمام‌شده نتایج یا خروجی‌ها در برآورد و تخصیص بودجه نیز تأکید کرده‌اند. اما در دهه‌های اخیر، ابعاد جدیدی در ارتباط با سرمایه‌گذاری دولت مطرح شده است. در نظریات جدید، اطمینان از تولید ستانده‌های علمی، برای توجیه و تعیین منابع برآورد شده و موردنیاز نظام علم و فناوری کشور کفایت می‌کند (قارون، ۱۳۹۲). مرور مراجعی که مدل‌های بهینه‌سازی تخصیص بودجه را با رویکردهای برنامه‌ریزی خطی توسعه داده‌اند نیز نشان می‌دهد، طراحی مدل‌ها حول شناخت و تعریف کامل متغیرهای ورودی، تابع هدف و محدودیت‌های مسأله انجام شده است نه هزینهٔ تمام شده؛ لذا در این مطالعه به استناد رویکردی که در مطالعات پیشین داخلی و خارجی مسبوق به سابقه بوده، فرض شده است اعتبارات بودجه‌ای تحقیق‌وتوسعه طی یک فرآیند چندبُعدی و غیرقابل تدقیق به ستانده‌های پژوهشی تبدیل می‌شوند.

برای انجام این تحقیق نیاز به داده‌های بودجه و داده‌های مربوط به نتایج فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه در قالب بروندادهای ثبت شده توسط دانشگاه‌ها (تعداد مقالات، تعداد کتاب‌ها، تعداد اختراعات ثبت شده، تعداد پایان‌نامه و رسالهٔ دفاع شده) دانشگاه‌هاست که به‌ترتیب از قوانین بودجهٔ سنواتی و پایگاه دادهٔ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری استخراج می‌شود. در زمان انجام این تحقیق، این داده‌ها برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۷ موجود بود و مورد استفاده قرار گرفت. به‌دلیل محدودیت زمانی تحقیق، مدل صرفاً براساس بروندادها[1] طراحی و اجرا شده است. لازم به ذکر است، درحال‌حاضر پایگاه‌های داده، اطلاعات اغلب شاخص‌های مربوط به «خروجی» و «اثرات» را که نیازمند ارزیابی‌ها یا پیمایش‌های دقیق‌تر در طول زمان می‌باشند، به‌طور کامل پوشش نمی‌دهد. در برخی مطالعات پیشین به کمک روش‌هایی نظیر مقایسات زوجی توسط خبرگان و تحلیل سلسله‌مراتبی برای این نتایج، وزن یا ترجیحاتی درنظر گرفته شده است (برای مثال، در: «پورطالعی» و «آتشک» (۱۳۸۹)). اما در این مطالعه همانند بسیاری از مطالعات، شاخص‌های برونداد، هم‌وزن درنظر گرفته شده‌اند.

۵. یافته‌های پژوهش

در جدول ۳، اعتبارات بودجه‌ای تحقیق‌وتوسعه و در جدول ۴، بروندادهای تحقیق‌وتوسعه برای نمونهٔ مورد بررسی ارائه شده است. به کمک ترسیم نمودار، آمار توصیفی روند تغییرات بودجه و بروندادها پیش و پس از بهینه‌سازی استوار در نمودارهای ۱ و ۲ ارائه شده است.

جدول ۳: بودجهٔ تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌های مورد بررسی[2] (۱۳۹۷-۱۳۹۰) (میلیون ریال)

1. Outputs

۲. تمرکز این مطالعه صرفاً بر بودجه فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه دانشگاه بوده است؛ نه کل اعتبارات دانشگاه و نه بودجهٔ سایر فعالیت‌ها. اسناد بودجه این امکان را فراهم می‌سازند که بتوان این بخش از بودجهٔ دانشگاه را تفکیک کرد؛ البته استخراج بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه فرآیندی پیچیده، زمان‌بر و نیازمند تسلط بر تعاریف و استانداردهای بین‌المللی است؛ به‌نحوی‌که با بررسی صدها ردیف فعالیت مختلف در سند بودجهٔ یک دانشگاه

Tab. 3: The research and development budget of the examined universities (2012-2017)

دانشگاه	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
«۱»	۴۲۸۱۰۳	۴۳۲۴۵۳/۲	۵۶۴۰۵۶/۳
«۲»	۴۳۲۶۰۳	۳۰۱۷۵۰/۵	۴۱۵۰۶۴/۵
«۳»	۱۹۰۹۰۹/۸	۲۰۰۱۳۲/۸	۲۷۵۶۷۷/۷
«۴»	۵۰۶۸۲۴/۱	۶۶۱۸۴۸/۴	۸۵۵۷۸۴/۹
«۵»	۳۳۲۱۹۴/۴	۴۸۱۸۰۲/۴	۵۸۹۳۴۴/۳
دانشگاه	**۱۳۹۴**	**۱۳۹۵**	**۱۳۹۶**
«۱»	۷۲۸۹۹۶/۴	۸۵۲۶۸۰/۲	۱۰۳۲۰۹۴
«۲»	۳۸۸۵۰۹/۵	۷۷۳۵۷۴	۹۶۹۶۳۹/۲
«۳»	۱۰۰۵۸۷۵	۳۸۳۴۱۷/۴	۴۳۹۶۵۰/۶
«۴»	۱۱۲۴۴۷۶	۱۳۷۵۰۱۷	۱۵۶۴۹۸۳
«۵»	۶۱۸۱۰۲	۸۷۴۰۶۱	۱۰۱۸۱۲۵

(مأخذ داده‌ها: قوانین بودجه سنواتی).

جدول ۴: بروندادهای تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌های مورد بررسی (۱۳۹۲-۱۳۹۷)

Tab. 4: Research and development outputs of the examined universities (2013-2018)

دانشگاه	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷
«۱»	۸۸۹۲	۹۹۴۳	۹۲۶۲	۸۴۸۹	۸۰۱۹	۷۳۸۳
«۲»	۵۱۹۰	۵۷۰۴	۵۳۳۳	۵۶۹۲	۵۳۲۰	۵۳۱۶
«۳»	۳۷۹۰	۳۷۱۹	۳۶۸۸	۳۵۹۰	۳۷۰۳	۳۵۶۲
«۴»	۵۷۷۲	۵۶۴۳	۵۴۶۷	۵۵۷۶	۵۳۶۶	۵۲۰۳
«۵»	۵۳۷۰	۵۸۱۰	۵۸۴۹	۵۸۶۹	۵۸۷۳	۶۰۰۶

(مأخذ داده‌ها: سامانهٔ عملکردی دانشگاه‌های وزارت علوم).

طراحی آزمایش‌ها در دو فاز انجام شده است. در فاز اول، بدون درنظر گرفتن عدم قطعیت در بروندادهای تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌ها، تخصیص بهینهٔ بودجهٔ تحت سه آلترناتیو برای هر دانشگاه تعیین می‌شود. مطابق مدل توسعه‌یافته در این مطالعه، سه آلترناتیو برای بودجهٔ تحقیق‌وتوسعهٔ هر دانشگاه در هر سال وجود دارد که به‌ترتیب به‌صورت «کاهش‌یافته نسبت به سال قبل»، «بدون تغییر نسبت به سال قبل»، و «افزایش‌یافته نسبت به سال قبل» درنظر گرفته می‌شود. مقدار کاهش یا افزایش به اندازهٔ متوسط درصد افزایش یا کاهش بودجه در سال‌های مورد بررسی (یعنی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷) فرض می‌شود. آلترناتیوهای بودجه‌ای هر دانشگاه نیز در جدول ۵، ارائه شده است. هم‌چنین، یک فاصلهٔ یک‌ساله بین درونداد و برونداد تحقیق‌وتوسعه درنظر گرفته شده است؛ به‌عبارت دیگر، برونداد سال tام برای دانشگاه i، ما به ازای درونداد سال $t-1$ برای آن دانشگاه است. با تغییر پارامترهای مدل با

به‌روش سرشماری، بتوان آن را احصا کرد. در این پژوهش از ذکر جزئیات پرهیز شده، اما در طرح پژوهشی که مشخصات آن در بخش تقدیر و تشکر پژوهش درج شده، اطلاعات بیشتر ارائه شده است.

توجه به جدول ۶، طرح بهینهٔ تخصیص بودجه در حالت غیراستوار (Z^O) و استوار (Z_R^O) محاسبه می‌شود (۱۲ حالت).

جدول ۵: آلترناتیوهای بودجهٔ تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌های مورد بررسی (۱۳۹۰-۱۳۹۷) (میلیون ریال) (با درنظر گرفتن یک سال تأخیر زمانی بین تخصیص بودجه و برونداد)

Tab. 5: Alternatives of the research and development budget of the studied universities (2012-2017) (million Rials) (taking into account a one-year time delay between budget allocation and output)

دانشگاه	۱۳۹۱			۱۳۹۲		
i \ j	آلترناتیو ۱: کاهش	آلترناتیو ۲: بدون تغییر	آلترناتیو ۳: افزایش	آلترناتیو ۱: کاهش	آلترناتیو ۲: بدون تغییر	آلترناتیو ۳: افزایش
«۱»	۲۶۱۶۹۴/۵	۳۲۷۱۱۸/۱	۳۹۲۵۴۱/۷	۳۴۲۴۸۲/۴	۴۲۸۱۰۳	۵۱۳۷۲۳/۶
«۲»	۱۶۷۴۹۲/۵	۲۴۲۷۴۲/۷	۳۱۷۹۹۲/۹	۲۹۸۴۹۶/۱	۴۳۲۶۰۳	۵۶۶۷۰۹/۹
«۳»	۷۶۴۴۶/۹۸	۱۳۸۹۹۴/۵	۲۰۱۵۴۲	۱۰۵۰۰۰/۴	۱۹۰۹۰۹/۸	۲۷۶۸۱۹/۲
«۴»	۲۹۰۶۸۰/۴	۳۹۸۱۹۲/۳	۵۰۵۷۰۴/۲	۳۶۹۹۸۱/۶	۵۰۶۸۲۴/۱	۶۴۳۶۶۶/۶
«۵»	۱۵۷۲۵۹/۵	۲۱۸۴۱۶	۲۷۹۵۷۲/۵	۲۳۹۱۸۰	۳۳۲۱۹۴/۴	۴۲۵۲۰۸/۸
دانشگاه	۱۳۹۳			۱۳۹۴		
i \ j	آلترناتیو ۱: کاهش	آلترناتیو ۲: بدون تغییر	آلترناتیو ۳: افزایش	آلترناتیو ۱: کاهش	آلترناتیو ۲: بدون تغییر	آلترناتیو ۳: افزایش
«۱»	۳۴۵۹۶۲/۶	۴۳۲۴۵۳/۲	۵۱۸۹۴۳/۸	۴۵۱۲۴۵	۵۶۴۰۵۶/۳	۶۷۶۸۶۷/۶
«۲»	۲۰۸۲۰۷/۸	۳۰۱۷۵۰/۵	۳۹۵۲۹۳/۲	۲۸۶۳۹۴/۵	۳۱۷۹۹۲/۹	۳۱۷۹۹۲/۹
«۳»	۱۱۰۰۷۳	۲۰۰۱۳۲/۸	۲۹۰۱۹۲/۶	۱۵۱۶۲۲/۷	۲۷۵۶۷۷/۷	۳۹۹۷۳۲/۷
«۴»	۴۸۳۱۴۹/۳	۶۶۱۸۴۸/۴	۸۴۰۵۴۷/۵	۶۲۴۷۲۳	۸۵۵۷۸۴/۹	۱۰۸۶۸۴۷
«۵»	۳۴۶۸۹۷/۷	۴۸۱۸۰۲/۴	۶۱۶۷۰۷/۱	۴۲۴۳۲۷/۹	۵۸۹۳۴۴/۳	۷۵۴۳۶۰/۷
دانشگاه	۱۳۹۵			۱۳۹۶		
i \ j	آلترناتیو ۱: کاهش	آلترناتیو ۲: بدون تغییر	آلترناتیو ۳: افزایش	آلترناتیو ۱: کاهش	آلترناتیو ۲: بدون تغییر	آلترناتیو ۳: افزایش
«۱»	۵۸۳۱۹۷/۱	۷۲۸۹۹۶/۴	۸۷۴۷۹۵/۷	۶۸۲۱۴۴/۲	۸۵۲۶۸۰/۲	۱۰۲۳۲۱۶
«۲»	۲۶۸۰۷۱/۶	۳۸۸۵۰۹/۵	۵۰۸۹۴۷/۴	۵۳۳۷۶۶/۱	۷۷۳۵۷۴	۱۰۱۳۳۸۲
«۳»	۵۵۳۲۳۱/۳	۱۰۰۵۸۷۵	۱۴۵۸۵۱۹	۲۱۰۸۷۹/۶	۳۸۳۴۱۷/۴	۵۵۵۹۵۵/۲
«۴»	۸۲۰۸۶۷/۵	۱۱۲۴۴۷۶	۱۴۲۸۰۸۵	۱۰۰۳۷۶۲	۱۳۷۵۰۱۷	۱۷۴۶۲۷۲
«۵»	۴۴۵۰۳۳/۴	۶۱۸۱۰۲	۷۹۱۱۷۰/۶	۶۲۹۳۲۳/۹	۸۷۴۰۶۱	۱۱۱۸۷۹۸

جدول ۶: مقادیر و دامنهٔ تغییر پارامترهای مدل برای انجام آزمایش‌ها

Tab. 6: Values and range of model parameter changes for experiments

s_{ij}	پارامتر کنترل هزینهٔ استواری	s_{ij}=۰/۱ s_{ij}=۰/۵ s_{ij}=۰/۹
$\hat{o}_{ij}$	میزان انحراف از مقدار متوسط $\bar{o}_{ij}$ متوسط خروجی قطعی مورد انتظار تحقیق‌وتوسعه را نشان می‌دهد در شرایطی که مؤسسه i، بودجه jرا دریافت کند. این پارامتر برای کنترل عدم قطعیت در بروندادها بین مقادیر روبه‌رو نوسان می‌کند.	$\hat{o}_{ij} = ۰/۰۵ * o_{ij}$ $\hat{o}_{ij} = ۰/۱ * o_{ij}$ $\hat{o}_{ij} = ۰/۱۵ * o_{ij}$ $\hat{o}_{ij} = ۰/۲ * o_{ij}$

هم‌چنین همان‌طورکه پیش‌تر اشاره شد، سه آلترناتیو بودجه‌ای برای هر دانشگاه درنظر گرفته می‌شود. با این فرض که مقدار تغییر بودجه از متوسط تغییرات در بازهٔ مورد بررسی پیروی کند درصد تغییر در بودجه ۰ ٪ و m٪± خواهد بود که m برابر است با متوسط نوسان بودجهٔ هر دانشگاه در بازهٔ زمانی مورد بررسی. کدنویسی مدل بهینه‌سازی نیز با زبان برنامه‌نویسی پایتون انجام و برای اجرا و انجام محاسبات از فضای تحت وب ژوپیتر نوت‌بوک استفاده شده است. سایر مشخصات محیط محاسبه عبارتنداز: ویندوز ۱۰، پردازندهٔ Intel(R) Core(TM) i5-7200U CPU @ 2.50GHz 2.71 GHz و RAM 8.00 GB. با توجه به ابعاد مسأله، هر دور از حالت‌های محاسبهٔ ظرف ۱-۲ دقیقه انجام شده است.

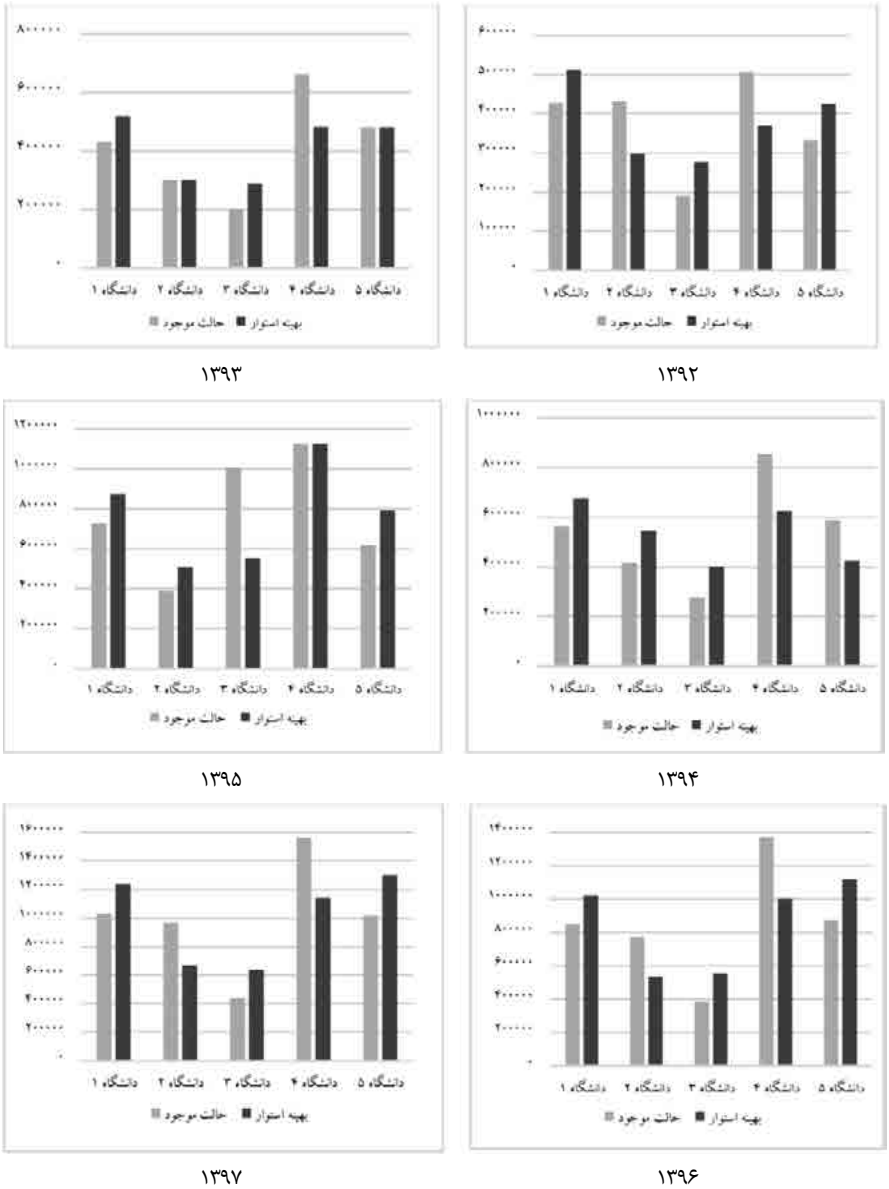
۱-۵. تغییرات بودجه‌ای دانشگاه‌ها در حالت بهینهٔ استوار نسبت به وضع موجود

در نمودار ۱ نشان‌داده شده است که در شرایط بهینه، مقادیر بودجهٔ تخصیص‌یافته به هر دانشگاه چه مقدار با مقدار فعلی تخصیص تفاوت دارد. مقدار بهینهٔ بودجه ممکن است بیشتر یا کمتر از مقدار فعلی یا برابر با مقدار فعلی باشد.

در نمودار ۲ نیز برونداد، بودجهٔ فعلی و بودجهٔ بهینهٔ استوار سالانه برای هر دانشگاه با هم مقایسه شده است. مشاهده می‌شود:

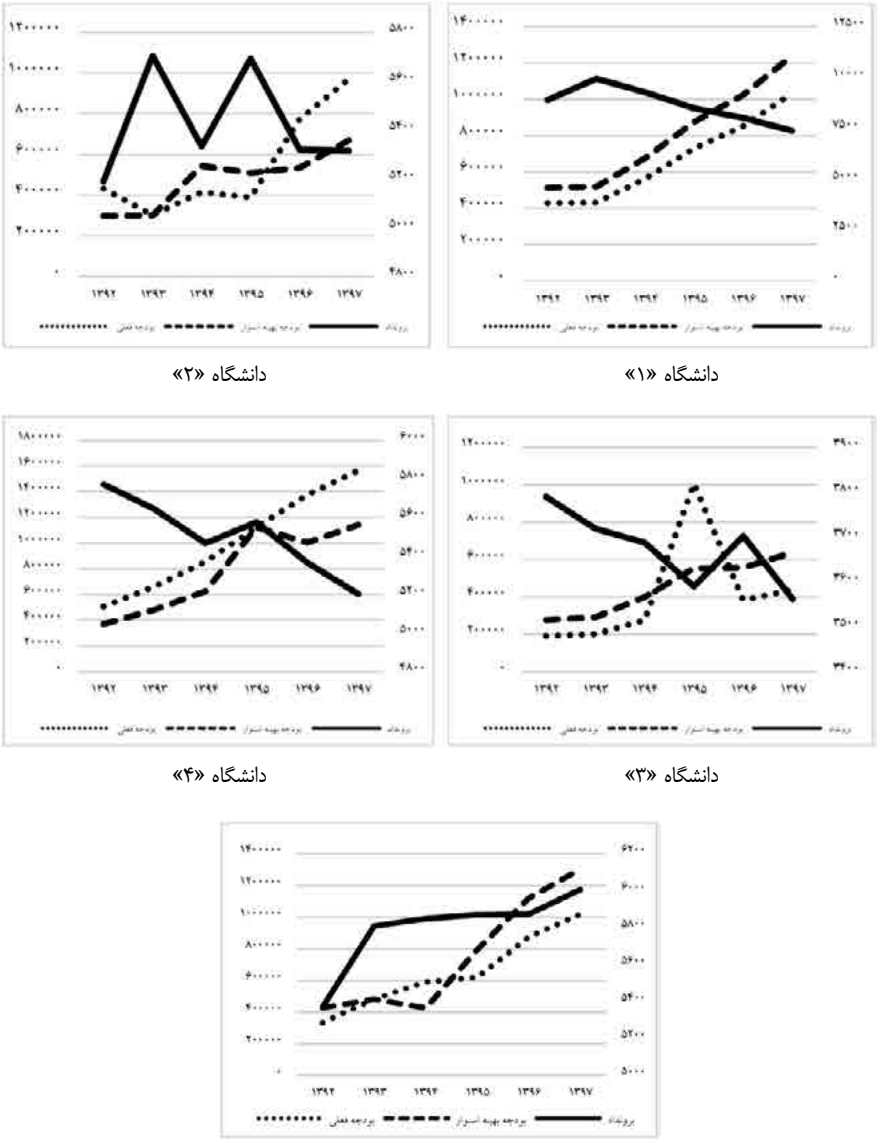
- بودجهٔ محاسبه شده به‌روش بهینهٔ استوار روندی منطقی و متناسب با برونداد دانشگاه دارد. منظور از تناسب، افزایش بودجه به ازای افزایش برونداد نیست؛ بلکه منظور طی کردن روندی منطقی و قابل‌تفسیر با توجه به روند برونداد دانشگاه است.
- بودجهٔ محاسبه شده به‌روش بهینهٔ استوار، افزایش یا کاهش‌های ناگهانی را تجربه نکرده است.
- در صورت افزایش برونداد یا ثابت ماندن آن، مدل به‌صورت منطقی بودجه را افزایش داده است.
- در هیچ‌یک از نمودارها کاهش بودجه در صورت کاهش برونداد مشاهده نمی‌شود؛ به‌عبارت دیگر، در صورت کاهش برونداد، بودجهٔ بهینهٔ استوار (به عنوان مهم‌ترین درونداد فعالیت تحقیق‌وتوسعه) از کاهش بیشتر مصون مانده است.

مدل بهینهٔ استوار کل بودجه در اختیار را به‌نحوی توزیع می‌کند که درمجموع عملکرد بیشینه در سقف بودجه در اختیار حاصل شود.



نمودار ۱: مقایسهٔ مقادیر بودجهٔ تخصیص‌یافته به هر دانشگاه در شرایط بهینهٔ استوار با وضعیت موجود (به میلیون ریال)، (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag. 1: Comparison of the amounts of the budget allocated to each university under robust and optimal conditions with the current situation (in millions of Rials), (Source: research findings)



دانشگاه «۱» دانشگاه «۲»

دانشگاه «۳» دانشگاه «۴»

دانشگاه «۵»

نمودار ۲: مقایسهٔ برونداد، بودجهٔ فعلی و بودجهٔ بهینهٔ استوار سالانه به تفکیک هر دانشگاه (به میلیون ریال) **(منبع: یافته‌های پژوهش).**

Diag. 2: Comparison of the output, the current budget and the optimal stable annual budget separately for each university (in millions of Rials)

۲-۵. برونداد‌ها و سرجمع بودجهٔ سالانهٔ موردنیاز تحقیق‌وتوسعه برای دانشگاه‌ها

در جدول ۷، تابع هدف (برونداد‌ها) و بودجهٔ سالانه موردنیاز تحقیق‌وتوسعه در وضعیت موجود (Z، B)، در حالت بهینه بدون درنظر گرفتن عدم‌قطعیت برونداد (Z^O، B^O) و در حالت بهینهٔ استوار، یعنی با درنظر گرفتن عدم‌قطعیت برونداد‌ها (Z^{OR}، B^{OR}) و شاخص نرخ بهبود برونداد تحقیق‌وتوسعه در صورت تخصیص بهینهٔ بودجه (r^O) ارائه شده است.

در شکل ۴، تابع هدف ماگزیمم‌سازی تعداد برونداد تحقیق‌وتوسعه در حالت موجود (Z)، بهینه (ZO)، بهترین سناریوی بهینهٔ استوار (ZOR) و میانگین سناریوهای بهینهٔ استوار (ZOR mean) با هم مقایسه شده است.

مشاهده می‌شود تابع هدف، یعنی سرجمع برونداد تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌های مورد بررسی در وضع موجود (Z، که با نقطه‌چین نشان داده شده ...) و در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۷، سیری نزولی داشته است. بخش مهمی از این کاهش مربوط به کاهش پایان‌نامه‌های ارشد و دکتری دفاع‌شده طی سال‌های مورد بررسی است که شناسایی دلایل آن خارج از محدودهٔ پژوهش حاضر است. مقدار تابع هدف بهینه (ZO، که با خط نقطه نشان داده شده ـ . ـ . ـ . ـ) نیز از روندی مشابه تابع هدف Z پیروی می‌کند، اما مقدار مطلق ZO در هر سال از مقدار مطلق Z بیشتر است که نشان می‌دهد درصورت تخصیص بهینهٔ بودجه موجود، می‌توان سرجمع عملکرد بهتری از ۵ دانشگاه مورد بررسی به‌دست آورد.

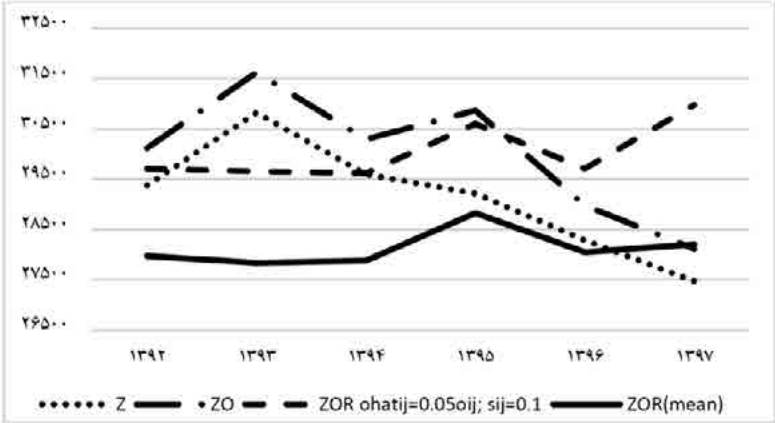
مقدار تابع هدف بهترین سناریوی بهینهٔ استوار (Z^{OR}، که با خطچین نشان داده شده است – – –) روندی صعودی نشان می‌دهد و مقدار مطلق تابع هدف بهینهٔ استوار نیز از سال ۱۳۹۴ به‌بعد از تابع هدف موجود و از ۱۳۹۵ به‌بعد از هر دو تابع هدف موجود و بهینهٔ غیراستوار، بیشتر بوده است. میانگین مقادیر تابع هدف بهینهٔ استوار به ازای سناریوهای مختلف پارامترهای مدل نیز به‌لحاظ قدر مطلق از سه حالت قبلی کمتر است (که به‌خاطر درنظر گرفتن هزینهٔ استواری مدل، دور از انتظار نیست) اما روند آن غیرنزولی است و عدم نوسان و تغییرات شدید در سال‌های متوالی نیز استواری جواب را به‌خوبی نشان می‌دهد. این یافتهٔ مهم را می‌توان بدین‌صورت تعبیر کرد که در صورتی‌که عدم‌قطعیت بروندادهای تحقیق‌وتوسعه در قالب پارامترهای مختلف مدل لحاظ شود، ضمن این‌که نیازی به افزایش کل بودجهٔ تخصیص‌یافته وجود ندارد، در طول زمان نیز می‌توان انتظار سرجمع عملکردی بهتری داشت.

جدول ۷: مقادیر تابع هدف (بروندادها) و بودجهٔ سالانهٔ موردنیاز تحقیق‌وتوسعه

Tab 7: Values of the objective function (outputs) and the required annual budget for research and development

	Z	B (میلیون ریال)	Z^{O}	B^{O} (میلیون ریال)	Z^{OR}	B^{OR} (میلیون ریال)	r^{O}
۱۳۹۲	۲۹۳۷۴	۱۸۹۰۶۳۴	۳۰۱۱۹	۱۸۸۴۲۲۹	۲۹۷۰۲	۱۸۸۴۲۲۹	۰/۰۲۵۳۶۳
۱۳۹۳	۳۰۸۱۹	۲۰۷۷۹۸۷	۳۱۶۲۱	۲۰۷۵۸۳۸	۲۹۶۵۲	۲۰۷۵۸۳۸	۰/۰۲۶۰۲۳
۱۳۹۴	۲۹۵۹۹	۲۶۹۹۹۲۸	۳۰۲۹۶	۲۶۶۹۳۸۶	۲۹۶۱۶	۲۶۶۹۳۸۶	۰/۰۲۳۵۴۸
۱۳۹۵	۲۹۲۱۶	۳۸۶۵۹۵۹	۳۰۸۶۲	۳۸۵۲۶۲۱	۳۰۶۰۰	۳۸۵۲۶۲۱	۰/۰۵۶۳۳۹
۱۳۹۷	۲۸۲۸۱	۴۲۵۸۷۵۰	۲۸۹۷۲	۴۲۳۵۴۹۸	۲۹۷۰۸	۴۲۳۵۴۹۸	۰/۰۲۴۴۳۳
۱۳۹۸	۲۷۴۷۰	۵۰۲۴۴۹۲	۲۸۱۱۳	۴۹۹۰۶۹۵	۳۰۹۷۵	۴۹۹۰۶۹۵	۰/۰۲۳۴۰۷

(منبع: یافته‌های پژوهش).



نمودار ۳: مقایسه تابع هدف ماکزیمم‌سازی تعداد برونداد تحقیق‌وتوسعه در حالت موجود (Z)، بهینه (ZO)، بهترین سناریوی استوار (ZOR) و میانگین سناریوهای استوار (ZOR mean)، (منبع: یافته‌های پژوهش).

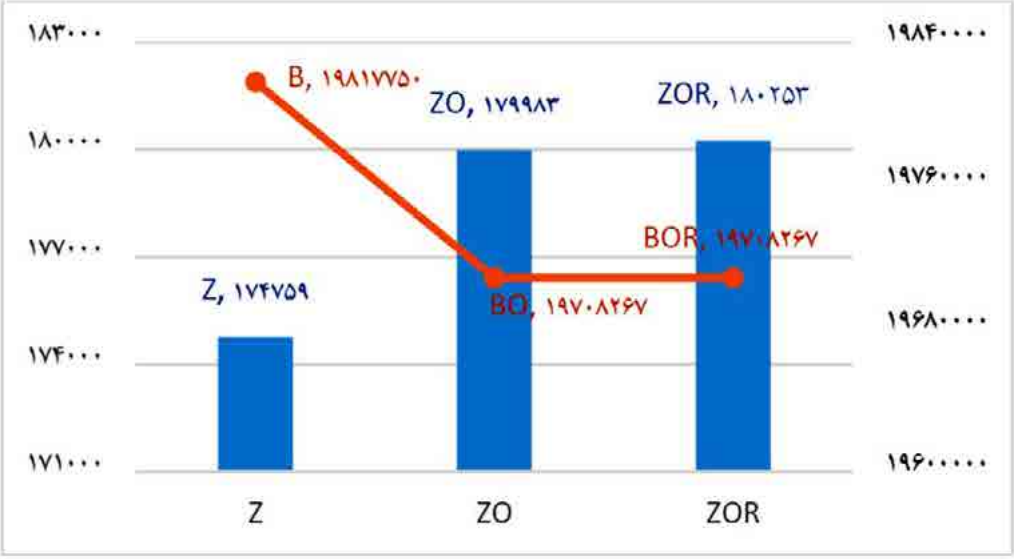
Diag 3: Comparison of the objective function of maximizing the number of research and development outputs in the existing state (Z), optimal (ZO), the best robust scenario (ZOR) and the average of robust scenarios (ZOR mean), (source: research findings).

۵-۳. نتایج بهینه‌سازی استوار به ازای سناریوهای مختلف پارامترهای مدل

مطابق مدل ارائه شده، نتایج مختلف بهینه‌سازی استوار به ازای ۱۲ حالت تغییر در دو پارامتر، یعنی پارامتر کنترل هزینهٔ استواری مدل (s_{ij}) و میزان انحراف از مقدار متوسط $\bar{o}_{ij}$ برونداد قطعی موردانتظار تحقیق‌وتوسعه ($\hat{o}_{ij}$) محاسبه گردید. به‌طورکلی و مطابق انتظار، هرچه میزان انحراف از مقدار متوسط برونداد قطعی تحقیق‌وتوسعه کمتر باشد و هزینه‌ای که برای استواری جواب درنظر گرفته می‌شود نیز کمتر باشد، تابع هدف بهینهٔ استوار مقدار بیشتری را به‌دست می‌دهد.

۵-۴. تحلیل کلی یافته‌ها

وضعیت بهبود برونداد و میزان صرفه‌جویی در بودجهٔ تخصیص‌یافته در صورت بهینه‌سازی تخصیص بودجه در بازهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۷ برای ۵ دانشگاه مورد بررسی در نمودار ۵ نشان داده شده است.



نمودار ۵: مقایسهٔ سرجمع افزایش برونداد تحقیق‌وتوسعه و صرفه‌جویی در بودجهٔ تخصیص یافته در صورت استفاده از تخصیص بودجهٔ بهینهٔ استوار برای ۵ دانشگاه مورد بررسی (منبع: یافته‌های پژوهش).

Diag 5. comparison of the overall increase in research and development output and savings in the allocated budget in the case of using the stable optimal budget allocation for the 5 investigated universities (source: research findings).

۶. نتیجه‌گیری

با توجه به تشدید محدودیت‌های مالی، موضوع بودجه‌ریزی مبتنی‌بر عملکرد درمورد دانشگاه‌ها اهمیت یافته است. چندسالی است و به‌خصوص پس از تکلیف بند «پ» مادهٔ ۷ برنامهٔ ششم توسعه به بودجه‌ریزی مبتنی‌بر عملکرد[۱]، در قوانین بودجهٔ سنواتی به شاخص‌های عملکردی دستگاه‌های اجرایی اشاره می‌شود. مراجعه به این جداول نشان می‌دهد که سنجهٔ عملکرد برنامه‌های تحقیق‌وتوسعه، «پروژه» است و «انجام پروژه» به‌معنای حصول عملکرد است؛ درصورتی‌که با توجه به انواع برونداد‌های تحقیق‌وتوسعه، می‌توان شاخص‌های دقیق‌تری را تعریف کرد.

در این مطالعه، تلاش شد یک مدل بهینه‌سازی استوار با تابع هدف بیشینه‌سازی برونداد تحقیق‌وتوسعه، برای تخصیص بهینهٔ بودجهٔ فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه به دانشگاه‌ها طراحی شود. این مدل روی نمونه‌ای متشکل از ۵ دانشگاه صنعتی با مقیاس مشابه و قابل‌مقایسه پیاده شد تا قابلیت کاربرد و معناداری نتایج آن مورد آزمون قرار گیرد. دلیل استفاده از بهینه‌سازی استوار آن بود که عدم‌قطعیت در حصول برونداد‌های تحقیق‌وتوسعه یکی از فروض اصلی پژوهش بود. محدودیت اصلی تحقیق نیز، سقف کل بودجهٔ قابل توزیع بین دانشگاه‌های نمونه بود. تابع حفاظت مدل نیز که برای استواری جواب بهینه به تابع هدف اضافه گردید به دو پارامتر وابسته بود؛ پارامتر کنترل عدم‌قطعیت در برونداد و پارامتر کنترل هزینهٔ استواری. به ازای مقادیر مختلف قابل‌قبول ازنظر

۱. پ- دولت موظف است از سال اول اجرای قانون برنامه، سالانهٔ اعتبارات بیست‌درصد (۲۰٪) دستگاه‌های اجرایی مندرج در قوانین بودجهٔ سنواتی را به‌صورت بودجه‌ریزی برمبنای عملکرد تنظیم نماید، به‌نحوی‌که در سال پایانی اجرای قانون برنامه، صددرصد (۱۰۰٪) دستگاه‌ها، دارای بودجه مبتنی‌بر عملکرد باشند.

سیاست‌گذار برای هزینهٔ استواری، مدل توسعه داده شده می‌تواند تخصیص بهینهٔ بودجه بین دانشگاه‌ها را محاسبه کند.

بررسی کلی داده‌ها نشان‌داد که سرجمع برونداد دانشگاه‌های موردمطالعه طی بازهٔ زمانی شش‌ساله (۱۳۹۲-۱۳۹۷) روندی کاهش داشته، درحالی‌که سرجمع بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه افزایش داشته است؛ بنابراین حتی در بهترین حالت نیز نمی‌توان نتیجه گرفت که این افزایش بودجه صرفاً افزایش تورمی بوده است؛ چراکه اگر افزایش جذب اعضای هیأت علمی و دانشجویان تحصیلات تکمیلی و پسادکتری نیز درنظر گرفته شود، حداقل انتظار می‌رفت بروندادها ثابت باقی بمانند. اعتبارات تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌ها نیز در سال‌های مورد بررسی افزایش یا کاهش‌های بعضاً شدیدی را تجربه کرده است. بررسی برونداد دانشگاه‌ها نشان می‌دهد که ارتباط مشخصی با رشد یا کاهش بودجه این دانشگاه‌ها وجود ندارد.

مشابه مطالعات پیشین خارجی و داخلی (نظیر ژانگ (۲۰۱۹)؛ آذر و همکاران (۱۳۹۳)) تخصیص بودجه به روش استوار موجب بهبود هم‌زمان بروندادهای فعالیت‌های تحقیق و توسعه و کاهش بودجهٔ موردنیاز شده است. به‌طور مشخص در این تحقیق، پیاده‌سازی مدل بهینهٔ استوار در همین بازهٔ زمانی موجب افزایش برونداد از ۲ تا ۶ ٪ و صرفه‌جویی در بودجهٔ تخصیص‌یافته از ۰/۱ تا ۱/۱٪ (بیش از ۱۰۰ میلیارد ریال) شده است. لازم به ذکر است، این مقادیر بهبودهای حاصل از بهینه‌سازی استوار تخصیص بودجه تنها برای پنج دانشگاه و شش سال متوالی است. می‌توان انتظار داشت پیاده‌سازی مدل در ابعاد بزرگ‌تر و برای تعداد بیشتری از دانشگاه‌ها در بازهٔ طولانی‌تر، صرفه‌جویی بیشتری در بودجهٔ تخصیص‌یافته و افزایش برونداد حاصله ایجاد کند.

سایر نتایج تحقیق به‌شرح زیر است:

- ضرورت شفاف‌سازی و دقیق‌تر شدن ردیف‌های بودجهٔ تحقیق‌وتوسعه و تفکیک و جداسازی فعالیت‌های غیرپژوهشی از ذیل فعالیت‌های پژوهشی وجود دارد. در شکل فعلی، احصای بودجهٔ تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاه‌ها به دشواری قابل انجام است.
- ضرورت استقرار و به‌روزرسانی دقیق و مستمر پایگاه داده‌های عملکردی دانشگاه‌ها وجود دارد. بهتر است داده‌های عملکردی مربوط به شاخص بهره‌وری (نظیر تعداد مقاله و پتنت به ازای هر پژوهشگر یا تعداد ارجاعات به ازای هر مقاله) نیز محاسبه و نگه‌داری شوند.
- تدقیق سنجه‌های عملکردی در برنامه‌های تحقیق‌وتوسعهٔ مندرج در قوانین بودجهٔ سنواتی ضروریست. درحال‌حاضر سنجهٔ عملکردی برنامه‌ها، «پروژه» است که تشخیص درستی از برونداد برنامه‌ها به‌دست نمی‌دهد؛ درحالی‌که می‌توان بروندادهای دقیق‌تری مانند تعداد مقالات، پتنت‌ها، درآمد حاصل از پروانهٔ بهره‌برداری از اختراعات، ... تعریف کرد.
- تخمین دقیق منابع تخصیص‌یافته به تحقیق‌وتوسعه (بودجه، زمان و تعداد پژوهشگران) آسان نیست. استقرار نظام‌های ثبت دقیق فعالیت‌های پژوهشی در دانشگاه‌ها می‌تواند به رفع این مشکل کمک کند.
- برخی مطالعات دربارهٔ وابستگی بروندادهای علمی به عواملی نظیر اندازه و ماهیت برنامه‌ها (پروژه‌ها) (ملی یا بین‌المللی، همکارانه یا غیرهمکارانه)، جنسیت پژوهشگران و... بحث کرده‌اند. لحاظ کردن این عوامل در

تخمین دقیق‌تر بودجه محاسبه شده توسط مدل بهینه‌سازی نیز می‌تواند موردتوجه برنامه‌ریزان و طراحان بودجه باشد و به‌عنوان پیشنهادی برای مطالعات آتی مطرح می‌شود.

در حالت واقع‌بینانه، داده‌های مورداستفاده در این پژوهش باید ترکیبی از داده‌های کمّی و کیفی (برای مثال، نظرات مشورتی خبرگان) باشد که به‌روش منظم طی چندین سال گردآوری شده باشند. نرمال‌سازی درونداد (اعتبارات تحقیق و توسعه) و بروندادها بر حسب تعداد اعضای هیأت علمی و دانشجویان تحصیلات تکمیلی و پژوهشگران درگیر در فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه نیز می‌تواند به دقیق‌تر شدن نتایج کمک کند. در این تحقیق و به‌دلیل عدم دسترسی به اطلاعات، برای بروندادهای مختلف تحقیق‌وتوسعه شامل: مقالات، کتاب‌ها، اختراعات و پایان‌نامه‌های تحصیلات تکمیلی، ضریب وزنی درنظر گرفته نشده است. با توجه به این‌که مطالعات جدیدتر نشان می‌دهد اهمیت برخی از بروندادها به‌عنوان برونداد فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعهٔ دانشگاهی رو به کاهش است (نظیر پتنت‌ها) و در عوض اهمیت شاخص‌های دیگری (نظیر میزان گرنت جذب شده از صنعت یا تعداد شرکت‌های انشعابی دانشگاهی و قراردادهای پژوهشی با خارج دانشگاه) افزایش یافته است، تعیین دقیق ضریب یا وزن مناسب برای بروندادهای مختلف می‌تواند به نتایج دقیق‌تری بیانجامد؛ لذا بررسی وابستگی شاخص‌های برونداد تحقیق‌وتوسعه یا اوزان آن‌ها نسبت به یکدیگر نیز در برآورد بودجهٔ بهینهٔ موردنیاز برای دانشگاه‌ها یکی از موضوعات پیشنهادی برای مطالعات بیشتر در آینده است.

همواره بین تخصیص بودجه تحقیق‌وتوسعه و حصول برونداد، تأخیر زمانی وجود دارد که در این تحقیق، یک سال درنظر گرفته شد. هم‌چنین، یک نقطهٔ اشباع برای تخصیص بودجهٔ بیشتر به فعالیت‌های تحقیق‌وتوسعه وجود دارد؛ به این معنی که افزایش این بودجه از نقطه‌ای به‌بعد به الزاماً به افزایش برونداد تحقیق‌وتوسعه نمی‌انجامد. یافتن برآورد دقیق‌تری از تأخیر زمانی حصول بروندادهای مختلف و یافتن نقطهٔ اشباع و لحاظ کردن آن در مدل‌های تخصیص بهینهٔ بودجه از محورهای مطالعات حوزهٔ بودجه‌ریزی در آینده است.

تفکیک بروندادها، به عنوان مثال براساس دانشکده‌ها یا مراکز پژوهشی وابسته یا پارک‌های وابسته و... دانشگاه‌ها و توجه به بروندادهایی نظیر: اشتغال، فروش، صادرات و... درمورد پارک‌های علم و فناوری نیز می‌تواند برای تدقیق خروجی‌های مدل و تخصیص بودجه در سطح زیربخش‌ها انجام شود. بدین‌منظور، تقویت پایگاه‌های اطلاعاتی برای گردآوری و گزارش‌دهی اطلاعات عملکردی به تفکیک زیربخش‌های مختلف ضروری‌ست.

سپاسگزاری

نویسندگان مراتب تقدیر و تشکر خود را از مرکز تحقیقات سیاست علمی کشور برای تأمین بخشی از اعتبار انجام این پژوهش ذیل قرارداد شمارهٔ ۱۰۳/ص/۱۴۰۰ اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- Abbassi, M.; Ashrafi, M. & Sharifi Tashnizi, E., (2014). "Selecting balanced portfolios of R&D projects with interdependencies: A Cross-Entropy based methodology". *Technovation,* 34(1): 54-63. https://doi.org/10.1016/j.technovation.2013.09.001.

- Agasisti, T.; Catalano G.; Landoni, P. & Verganti, R., (2012). "Evaluating the performance of academic departments: an analysis of research-related output efficiency". *Research Evaluation*, 21: 2–14, doi:10.1093/reseval/rvr001.

- Alizadeh, P. & Ghazinoori, S., (2015). "The foundations of measuring research and development costs with an emphasis on considerations and points of measurement in Iran". *National Research Institute for Scince Policy*, Tehran, Iran.

- Alizadeh, P.; Fasihi, M. A.; Khormandania, S. & Shojaei, M. H., (2019). "A research plan to compile a framework for defining research and development credits in the annual budget of the whole country". *Report of Research Project, Institute of Technology Studies*, Tehran, Iran.

- Alizadeh, P.; Ghazinoory, S.; Amiri, M. & Ghazinoori, S., (2018). "Designing a Policy Mix to Enhance the Business Expenditure on Research and Development (R&D) in Iran". *Journal of Improvement Management,* 12 (3): 1-24. (In Persian).

- Alizadeh, P. & Manteghi, M., (2019). "Policies for Supporting R&D in the Business Sector". *Journal of Science and Technology Policy*, 12(2): 363-378. (In Persian).

- Alizadeh, P., (1390). "Policies to promote research and development and innovation (2): research and technology organizations". *Majlis Research Center*, Policy Report, serial number: 12207.

- Alizadeh, P., (2010). "Science and Technology Assessment (1): Science and Technology Assessment System in Iran". *Majlis Research Center*, Policy Report, serial number: 10450.

- Azar, A.; Amini, M. R. & Ahmadi, P., (2013). "Robust Fuzzy Performance based budgeting model an approach to managing the budget allocation risk - Case Study: Tarbiat Modares University". *Management Research in Iran*, 17(4): 65-95. (In Persian).

- Azar, A.; Amini, M. R. & Ahmadi, P., (2014). "Performance-Based Budgeting Model: A Robust Optimization Approach Case Study of Tarbiat Modares University". *Planning and Budgeting*, 19(1): 53-84. (In Persian).

- Azar, A. & Najafi, S., (2011). "Mathematical model of budgeting in the public sector: robust optimization approach". *Public Administration Perspective*, 2(2): 83-98 (In Persian).

- Bai, Y.; Song, S.; Jiao, J. & Yang, R., (2019). "The impacts of government R&D subsidies on green innovation: Evidence from Chinese energy-intensive firms". *Journal of Cleaner Production*, 233: 819-829.

- Barrio-García, S. D. A.; Kamakura, W. & Luque-Martínez, T., (2019). "A Longitudinal Cross-product Analysis of Media-budget Allocations: How Economic and Technological Disruptions Affected Media Choices across Industries". *Journal of Interactive Marketing*, 45: 1-15.

- Ben-Moshe, B.; Elkin, M.; Gottlieb, L. A. & Omri, E., (2016). "Optimizing budget allocation for center and median points". *Theoretical Computer Science,* 627: 13-25. https://doi.org/10.1016/j.tcs.2016.02.013.

- Bertsimas D. & Sim M. (2014). "The Price of Robustness". *Operation Research*, 52 (1): 35–53. Doi: 10.1287/opre.1030.0065.

- Boeing, PH., (2016). "The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies - Evidence from listed firms". *Research Policy*, 45(9): 1774-1789.

- Bozeman, B. & Rogers, J., (2001). "Strategic Management of Government-Sponsored R&D Portfolios". *Environment and Planning C: Government and Policy,* 19(3): 413-442. https://doi.org/10.1068/c1v.

- Brantley, M. W.; Lee, L. H.; Chen, CH. H. & Xu, J., (2014). "An efficient simulation budget allocation method incorporating regression for partitioned domains". *Automatica,* 50(5): 1391-1400. doi: 10.1016/j.automatica.2014.03.011.

- Çağlar, M. & Gürel. S., (2019). "Impact assessment based sectoral balancing in public R&D project portfolio selection". *Socio-Economic Planning Sciences*, 66: 68-81. https://doi.org/10.1016/j.seps.2018.07.001.

- Chen, Y.; Wang, Y.; Hu, D. & Zhou, ZH., (2020). "Government R&D subsidies, information asymmetry, and the role of foreign investors: Evidence from a quasi-natural experiment on the shanghai-hong kong stock connect". *Technological Forecasting and Social Change*, 158. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.120162.

- Chun, D.; Hong, S.; Chung, Y.; Woo, CH. & Seo, H., (2016). "Influencing factors on hydrogen energy R&D projects: An ex-post performance evaluation". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 53, 1252-1258. https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.09.074.

- Coldrick, S.; Longhurst, P.; Ivey, P. & Hannis, J., (2005). "An R&D options selection model for investment decisions". *Technovation,* 25, 185–193. https://doi.org/10.1016/S0166-4972(03)00099-3

- Dai, X. & Cheng, L., (2015). "The effect of public subsidies on corporate R&D investment: An application of the generalized propensity score". *Technological Forecasting and Social Change*, 90(B): 410-419.

- Dziallas, M. & Blind, K., (2018). "Innovation indicators throughout the nnovation process: An extensive literature analysis". *Technovation*, 80-81: 3-29. DOI:10.1016/j.technovation.2018.05.005

- Edler, J. & Georghiou, L., (2007). "Public procurement and innovation—Resurrecting the demand side". *Research Policy*, 36 (7): 949-963.

- Eilat, H.; Golany, B. & Shtub, A., (2008). „R&D project evaluation: an integrated DEA and balanced scorecard approach". *Omega*, 36: 895–912. https://doi.org/10.1016/j.omega.2006.05.002.

- Endo E. & Tamura, Y., (2001). "Resource allocation model for planning R & D on solar cells". *Solar Energy Materials & Solar Cells*, 67: 655-661

-Europa web. (2021). https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/gba_esms.htm#contact1616163588011, Accessed 15th July,.

Fisch, J. H., (2003). "Optimal dispersion of R&D activities in multinational corporations with a genetic algorithm". *Research Policy*, 32: 1381–1396.

- Fu, Y.; Xiao, H.; Lee, L. H. & Huang, M., (2021). "Stochastic optimization using grey wolf optimization with optimal computing budget allocation". *Applied Soft Computing*, 103: https://doi.org/10.1016/j.asoc.2021.107154.

- Gao, S.; Xiao, H.; Zhou, E. & Chen, W., (2017). "Robust ranking and selection with optimal computing budget allocation". *Automatica*, 81: 30-36. https://doi.org/10.1016/j.automatica.2017.03.019.

- Ge, J.; Fu, Y.; Xie, R.; Liu, Y. & Mo, W., (2018). "The effect of GVC embeddedness on productivity improvement: From the perspective of R&D and government subsidy". *Technological Forecasting and Social Change*, 135 (C): 22-31. DOI: 10.1016/j.techfore.2018.07.057.

- Gerchak, Y., (1998). "On allocating R&D budgets among and within projects". *R and D Management*, 28(4): 305–309. doi:10.1111/1467-9310.00107

- Gharun, M., (2013). "Developing a model for estimation of public investment in science, research and technology in Iran". *IRPHE*, 19 (1): 1-19

- Ghazi, A. & Hosseinzadeh Lotfi, F., (2019). "Assessment and budget allocation of Iranian natural gas distribution company- A CSW DEA based model". *Socio-Economic Planning Sciences*, 66: 112-118.

- Gomez, J.; Rios Insua, D. & Alfaro, C., (2016). "A participatory budget model under uncertainty". *European Journal of Operational Research*, 249(1): 351-358. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2015.09.024.

- Hassanzadeh, F.; Nemati, H. & Sun, M., (2014a). "Robust optimization for interactive multiobjective programming with imprecise information applied to R&D project portfolio selection". *European Journal of Operational Research*, 238: 41–53. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2014.03.023.

- Hassanzadeh, F.; Modarres, M.; Nemati, H. R. & Amoako-Gyampah, K., (2014b). "A robust R&D project portfolio optimization model for pharmaceutical contract research organizations". *International Journal of Production Economics* 158: 18-27. https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2014.07.001.

- Heidenberger, K. & Stummer, C., (1999). "Research and development project selection and resource allocation: a review of quantitative modelling approaches". *International Journal of Management Reviews*, 1: 197–224.

- Jalalabadi, A.; Seyyed Nourani, S. M. R. & Sannei, M., (2005). "The Effect the Improvement of Categorizing Country,s Budget Item on Universities Budgeting (Affiliated to Ministry of S.R.T.". *Journal of Research and planning in higher education*, 11(1): 65-101 (In Persian).

- Jang, H., (2019). "A decision support framework for robust R&D budget allocation using machine learning and optimization". *Decision Support Systems*,121: 1-12.

- Jang, H.; Woo, C. & Kim, T., (2018). "A Study for Designing Optimal R&D Portfolios". *Report from Science and Technology Policy Institute, Sejong*, Republic of Korea.

- Jonkers, K., (2011). "A functionalist framework to compare research systems applied to an analysis of the transformation of the Chinese research system". *Research Policy*, 40(9): 1295-1306. DOI: 10.1016/j.respol.2011.05.027.

- Jung, Uk. & Seo, D. W., (2010). "An ANP approach for R&D project evaluation based on interdependencies between research objectives and evaluation criteria". *Decision Support Systems*, 49: 335–342. https://doi.org/10.1016/j.dss.2010.04.005.

- Khaleghi Souroush, F.; Abolghasemi, M.; Garaei Nejad, G. & Davalloo, M., (2017) "Designing a model for the allocation of higher education resources in Iran". *Financial Economics*, 11: 147-170. (In Persian).

- Kim, J. H.; Bae, S. J. & Yang, J. S., (2014). "Government roles in evaluation and arrangement of R&D consortia. *Technological Forecasting and Social Change,* 88 (1): 202-215. DOI:10.1016/j.techfore.2014.06.022

- Kurth, M.; Keisler, J. M.; Bates, M. E.; Bridges T. S.; Summers, J. & Linkov, I., (2017). "A portfolio decision analysis approach to support energy research and development resource allocation". *Energy Policy,* 105: 128-135. http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2017.02.030

- Lee, H.; Choi, Y. & Seo, H., (2020). "Comparative analysis of the R&D investment performance of Korean local governments". *Technological Forecasting and Social Change*, 157, https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.120073.

- Lee, J. & Yang, J. S., (2018). "Government R&D investment decision-making in the energy sector: LCOE foresight model reveals what regression analysis cannot". *Energy Strategy Reviews*, 21, 1-15.

- Lee, J. & Yang, J. S., (2020). "Strategic R&D budget allocation to achieve national energy policy targets: the case of Korea". *Policy Studies*, https://doi.org/10.1080/01442872.2020.1772216.

- Lee, S. & Lee, H., (2015). "Measuring and comparing the R&D performance of government research institutes: A bottom-up data envelopment analysis approach". *Journal of Informetrics,* 9(4): 942-953.

- Lee, S. K.; Mogi, G. & Hui, K. S., (2013). "A fuzzy analytic hierarchy process (AHP)/data envelopment analysis (DEA) hybrid model for efficiently allocating energy R&D resources: In the case of energy technologies against high oil prices". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 21: 347-355. https://doi.org/10.1016/j.rser.2012.12.067

- Lee, Y. H. & Kim, Y. J. (2016). "Analyzing interaction in R&D networks using the Triple Helix method: Evidence from industrial R&D programs in Korean government". *Technological Forecasting and Social Change*, 110 (C): 93-105. DOI: 10.1016/j.techfore.2015.10.017.

- Lin, F. J.; Wu, Sh. H.; Hsu, M. Sh. & Perng, Ch., (2016). "The determinants of government-sponsored R&D alliances. *Journal of Business Research,* 69(11): 5192-5195. DOI: 10.1016/j.jbusres.2016.04.111.

- Litvinchev, I. S.; Lopez-Irarragorri, F.; Alvarez, A. & Fernández González E. R., (2010). "Large-scale public R&D portfolio selection by maximizing a biobjective impact measure". *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics - Part A: Systems and Humans*, 40: 572–582. DOI:10.1109/TSMCA.2010.2041228

- Liu, C. C., (2011). "A study for allocating resources to research and development programs by integrated fuzzy DEA and fuzzy AHP". *Scientific Research and Essays,* 6: 3973–3978. DOI:10.5897/SRE10.838.

- Luo, L. M., (2012). "Optimal diversification for R&D project portfolios". *Scientometrics* 91: 219–229.

- Málek, J.; Hudečková, V. & Matějka, M., (2014). "System of Evaluation of Research Institutions in the Czech Republic". *Procedia Computer Science*, 33: 315-320. https://doi.org/10.1016/j.procs.2014.06.050.

- Modarres M. & Hasanzadeh, F., (2009). "A Robust Optimization Approach to R&D Project Selection". *World Applied Sciences Journal,* 7 (5): 582-592.

- Momeni, F. & Alizadeh, P., (2014). "Analysis of the barriers for innovation policy-making effectiveness in Iran: An Institutional Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *2*(8): 73-89.

- Mulyanto. (2016). "Productivity of R&D institution: The case of Indonesia". *Technology in Society,* 44: 78-91. https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2015.12.001.

- OECD, Frascati Manual, (2015). Guidelines for Collecting and Reporting Data on Research and Experimental Development.

- Park, H.; Lee, J. & Kim, B., (2015). "Project selection in NIH: a natural experiment from ARRA". *Research Policy*, 44: 1145–1159. https://doi.org/10.1016/j.respol.2015.03.004.

- Perez-Sebastian, F., (2015). "Market failure, government inefficiency, and optimal R&D policy". *Economics Letters*, 128: 43-47.

- Philpott, K.; Dooley, L.; O'Reilly C. & Lupton, G., (2011). "The entrepreneurial university: Examining the underlying academic tensions". *Technovation*, 31: 161-170.

- Pourtalei, F. & Atashak, M., (2010). "A Model for Research and Technology Institutes Budgeting Based on Science and Technology Outputs Cost". *Journal of Science and Technology Policy*, 2(4): 53-65 (In Persian).

- Rahmani Fazli, H. & Arabmazar, A., (2016). "Optimal Provincial Budget Allocation: A Goal Programing Approach". *Applied Theories of Economics*, 3(3): 133-152 (In Persian).

- Rahnema, G.; Motafaker azad, M. A. & Ranjpoor, R., (2015). "The Impact of Internal R&D Capital, Imported Capital Goods Stock and Human Capital on Iranian High-Tech Industries' Value Added". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *4*(15): 21-54 (In Persian).

- Rajabi, A., (2012). "Goal Programming: An Effective Approach for Budgeting and Optimal Financial Resource Allocation (Case Study: Budget Allocation in Ministry of Health and Medical Education)", *Health Accounting*, 1(2-3): 1-16 (In Persian).

- Sánchez-Barrioluengo, M., (2014). "Articulating the 'three-missions' in Spanish universities". *Research Policy,* 43(10): 1760-1773. DOI: 10.1016/j.respol.2014.06.001.

- Seru, A., (2014). "Firm boundaries matter: Evidence from conglomerates and R&D activity". *Journal of Financial Economics*, 111(2): 381-405. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.11.001.

- Sirin, S. M. & Erdogan, F. H., (2013). "R&D expenditures in liberalized electricity markets: The case of Turkey". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 24(C): 491-498. DOI: 10.1016/j.rser.2013.03.069.

- Sun, B.; Liu, Y. & Yang, G., (2017). "A robust pharmaceutical R&D project portfolio optimization problem under cost and resource uncertainty". *Journal of Uncertain Systems*, 11: 205–220.

- Talias, M., (2007). "Optimal decision indices for R&D project evaluation in the pharmaceutical industry: Pearson Index versus Gittins Index". *European Journal of Operational Research,* 177: 1105–1112. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2006.01.011.

- Tan, B.; Anderson Jr., E. G.; Dyer, J. S. & Parker, G. G., (2010). "Evaluating system dynamics models of risky projects using decision trees: alternative energy projects as an illustrative example". *System Dynamics Review,* 26: 1–17. https://doi.org/10.1002/sdr.433.

- Tangian, A., (2004). "Redistribution of university budgets with respect to the status quo". *European Journal of Operational Research,* 157: 409–428. doi:10.1016/S0377-2217(03)00271-6

- Tolga, AÇ., (2008). "Fuzzy multicriteria R&D project selection with a real options valuation model". *Journal of Intelligent & Fuzzy Systems,* 19 (4-5): 359–371.

- Üçtuğ, F. G. & Yükseltan, E., (2012). "A linear programming approach to household energy conservation: Efficient allocation of budget". *Energy and Buildings,* 49: 200-208.

- UNESCO-UIS. (2009). "Definitions of R&D, innovation and S&T activities". *Training Workshop on Science, Technology and Innovation Indicators*, Cairo, Egypt, 28-30 September

- Vandaele, N. J. & Decouttere. C. J., (2013). "Sustainable R&D portfolio assessment". *Decision Support Systems*, 54(4): 1521-1532. https://doi.org/10.1016/j.dss.2012.05.054.

- Wang, K.; Mao Y. & Chen, J. Sh. Yu., (2018). "The optimal research and development portfolio of low-carbon energy technologies: A study of China". *Journal of Cleaner Production*, 176: 1065-1077. DOI: 10.1016/j.jclepro.2017.11.230.

- Wiesenthal, T.; Leduc, G.; Haegeman, K. & Schwarz, H., (2012). "Bottom-up estimation of industrial and public R&D investment by technology in support of policy-making: The case of selected low-carbon energy technologies". *Research Policy,* 41(1): 116-131. DOI: 10.1016/j.respol.2011.08.007.

- Wu, A., (2017). "The signal effect of Government R&D Subsidies in China: Does ownership matter?". *Technological Forecasting and Social Change*, 117: 339-345. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2016.08.033.

- Wu, T.; Yang, SH. & Tan, J., (2020). "Impacts of government R&D subsidies on venture capital and renewable energy investment - an empirical study in China". *Resources Policy*, 68, https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101715.

- Xiao, H.; Gao, S. & HayLee, L., (2017). "Simulation budget allocation for simultaneously selecting the best and worst subsets". *Automatica*, 84: 117-127. https://doi.org/10.1016/j.automatica.2017.07.006.

- Yu, F.; Guo, Y.; Le-Nguyen, K.; Barnes, S. J. & Zhang, W., (2016). "The impact of government subsidies and enterprises' R&D investment: A panel data study from renewable energy in China". *Energy Policy*, 89: 106-113. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.11.009.

- Zera'at Kish, Y.; Nasiri, H.; Davari, A. & Yousefi, H., (2019). "Examining the budget bill for the year 1400 of the whole country 24. Higher education, research and technology funding". *Majlis Research Center*, Policy Report, serial number: 17337.

- Zhang, W., (2018). "Government R&D subsidy policy in China: An empirical examination of effect, priority, and specifics". *Technological Forecasting and Social Change*, 135: 75-82.

- Zhao, B. & Ziedonis, R., (2020). „State governments as financiers of technology startups: Evidence from Michigan's R&D loan program". *Research Policy*, 49(4): https://doi.org/10.1016/j.respol.2020.103926. Zhao, SH., Xu, B.,

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Investigating the Relationship between Exchange Rate and Interest Rate in Iran's Economy: A Wavelet Coherence Approach

Kazemi M. A.[1], Nademi, Y.[2], Khochiani, R.[3], Rezaei S.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/0.22084/AES.2022.26386.3466
Received: 2022.06.06; Accepted: 2022.06.23
Pp: 137-172

Abstract

In the present study, by presenting the wavelet method (economic and physical analysis) and coherence analysis, the relationship between the real exchange rate and the real interest rate in the Iranian economy was re-explained based on the theory of purchasing power parity in the form of a monetary dual model in the short-term, medium-term and long-term time horizons. For this purpose, the data in available monthly and used during the period from April 1359 to March 1399. The results of the Granger causality test reject the assumption of causality in all time periods from the real interest rate to the real exchange rate, however, in the short term and in some periods, the causality relationship from the exchange rate Real is towards the real interest rate. Based on the results obtained (based on monthly data), for the real exchange rate index and the real interest rate, many correlation areas have been observed in intervals of less than one year, almost throughout the time period. This shows a strong correlation between the two variables in the short term. Also, the results indicate that the intensity and direction of the relationship between the two variables is not constant in the short term and has changed repeatedly, so that the monetary model cannot be interpreted with sticky prices. By moving from the short term to the long term, the relationship between the real interest rate and the real exchange rate index is in phase, and the real interest rate variable is leading and the real exchange rate is declining; Therefore, in the medium-term and long-term horizon, a direct relationship between these two variables can be seen to an extent that confirms the theory of purchasing power parity (monetary model with flexible prices).

Keywords: Wave Theory, Interest Rate, Exchange Rate, Economic Growth and Convergence.
JEL Classification: .E43, O23, O24.

1. PhD student in Monetary Economics, Department of Economics, Aliguderz Branch, Islamic Azad University, Aliguderz, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran (Corresponding Author).
Email: younesnademi@abru.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran
4. Assistant Professor of Mathematics Department, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, Iran

Citations: Kazemi, M.; Nademi, Y.; Khochiany, R. & Rezaei, S., (2022). "Investigating the Relationship between Exchange Rate and Interest Rate in Iran's Economy: A Wavelet Coherence Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(43): 137-172. doi: 10.22084/aes.2022.26386.3466.
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4677.html?lang=en

1. Introduction

Continuation of economic growth and development requires, first of all, accuracy in the factors that create it. The studies conducted in developing economies show the influence of various variables on economic growth and development. Among the important variables that have been the focus of many economists and policymakers and have a very important role in the economic growth of societies, we can mention the exchange rate and interest rate variables. In recent years Special attention has been paid to the relationship between these two variables in advanced, emerging and developing countries. However, they have not given an unambiguous answer to the data related to this issue. A number of studies that have examined the time series relationship between interest rate and exchange rate variables tend to have contradictory results. which is dependent on the sample of the country or the time period under study. The relationship between the exchange rate and the interest rate is not only for researchers but also for policymakers. Considering that exchange rate fluctuations have important consequences for monetary policies from the perspective of policymakers, the analysis of the transition paths between these Markets are important in order to adopt appropriate policies and predict the full impact of their decisions (Walker, 2020). The studies conducted show problems such as negative effects on economic growth. Due to the rule of the floating exchange rate system for some countries such as Iran, while in developed countries, negative effects are not observed. The adverse effects of exchange rate fluctuations on Iran's economy are not hidden. Accordingly, this study intends to study the relationship between this variable and the interest rate (money price), which is one of the most important variables that determine banking health. This study tries to re-explain the relationship between exchange rate and interest rate in Iran's economy in the form of two monetary models based on the theory of purchasing power parity by presenting the wavelet theory method using available monthly data for a period of almost 40 years.

2. Theory of purchasing power parity

The theory of purchasing power parity is one of the famous theories in international finance to analyze the relationships of real variables, which is actually based on the law of unit price. According to the single price law, in the absence of trade barriers, transportation costs and tariffs, competition will lead to the equality of the price of goods that are traded among countries (if all prices are expressed in a single currency), (Pormaqim, 2014).

2-1. Monetary model

Since the beginning of the floating currency in the early 1970s, the monetary approach has been used as the most important model for determining the exchange rate. The model developed by Dornbusch (1976) is a combination of two diametrically opposed monetary models. This model includes price stickiness, which is a short-term feature, and a monetary model with a flexible price, which is a long-term feature. According to this model, interest rates and exchange rates have a negative relationship in the short term, which is the result of monetary shocks, and a positive relationship in the long term. They have that this requires variable prices. Therefore, the monetary model is divided into two parts.

2-1-1- Monetary model with flexible prices (FPM) in which the price of goods is completely flexible and is used to explain the long-term behavior of the exchange rate.

2-1-2- The monetary model of sticky balances (SPM) in which the price of goods is completely sticky. It is used to explain the short-term behavior of the exchange rate (the short-term equilibrium path of the exchange rate), (Nasrullahi and Shajri, 1387).

3. Research method

In this research, we are trying to simultaneously analyze the relationship between exchange rate and interest rate in time and frequency by wavelet analysis.

4. Description of experimental data and results

The correlation results of the wavelet of the real exchange rate index and the real interest rate are presented on a monthly basis in Chart 1. The horizontal axis in this diagram shows the time period. In this graph, the time period is from April 2019 to March 2019, and according to the monthly nature of the data, a total of 492 observations are placed in this axis. The vertical axis in these graphs shows the frequency range of the scale. In wavelet analysis, scale and frequency have an opposite relationship, so that a smaller scale corresponds to a higher frequency. By using wavelet correlation analysis, it is possible to discover the relationship of time series in different time intervals. In diagram 1, the high correlation of the time series is marked with warmer colors (red color) and the arrows inside this color spectrum show the correlation of these time series. In addition, correlation with separating lines is specified for significant distances. Contrary to the above situation, the areas outside significant distances are marked with a colder color such as blue, which indicates less correlation of time series.

Based on the results presented in Figure 1, the real exchange rate index and the real interest rate have been observed in the areas of high correlation in intervals of less than one

year almost throughout the time period. This shows a strong correlation between the two variables in the short term.

In the medium term, the relationship between these two variables was established only during the years 1362 to 1372, and in higher frequencies and in the long term, a significant relationship is observed only in a few years. Also, the results indicate that the intensity and direction of the relationship between the real exchange rate index and the real interest rate is not constant in the short term and has changed frequently.

By moving from the short term to the long term, the relationship between the real interest rate and the real exchange rate index is in phase, and the real interest rate variable is leading and the real exchange rate is declining; Therefore, in the medium and long-term horizon, a direct relationship between these two variables can be seen to some extent.

5. Conclusion

The intensity and direction of the relationship between the real exchange rate index and the real interest rate is not constant in the short term and has changed repeatedly. In some periods of movement, two variables were in phase and had a direct relationship (monetarist analysis), which does not confirm the monetary model with sticky prices. In some years, the relationship between the two variables has changed and the behavior of the two-time series has been out of phase and had an inverse relationship (Dorenbusch analysis), which confirms the monetary model with sticky prices.

In the medium term, the relationship between these two variables was established only during the years 1362 to 1372, and in higher frequencies and long term, a significant relationship was observed in several years, specifically, during April 1365 to Asfand 1372 and also from 1377 to 1380, the relationship between the real interest rate and the rate index The real currency is in phase and the real interest rate variable is leading and the real exchange rate is falling; Therefore, in the medium and long-term horizon, a direct relationship between these two variables can be seen to some extent, which confirms monetary models with flexible prices.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

بررسی رابطهٔ بین نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد ایران: رویکرد هم‌دوسی موجک

میرعلی کاظمی[۱]، یونس نادمی [۲]، رامین خوچیانی[۳]، شایسته رضایی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/0.22084/AES.2022.26386.3466
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۱۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۰۲
صص: ۱۷۲-۱۳۷

چکیده

در مطالعهٔ حاضر، با ارائه روش موجک (تحلیل اکونو فیزیک) و تحلیل هم‌دوسی به تبیین مجدد ارتباط نرخ ارز حقیقی با نرخ بهرهٔ حقیقی در اقتصاد ایران براساس نظریهٔ برابری قدرت‌خرید در قالب دومدل پولی در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت پرداخته شد. بدین‌منظور، داده‌های در دسترس به‌صورت ماهانه و طی دورهٔ زمانی فروردین ۱۳۵۹ تا اسفند ۱۳۹۹ به‌کار گرفته شده است. نتایج آزمون علّیت گرنجری فرض وجود علیت در کلیهٔ دوره‌های زمانی از نرخ بهرهٔ حقیقی به نرخ ارز حقیقی را رد می‌کند؛ با این‌حال، در کوتاه‌مدت و در برخی از دوره‌ها رابطهٔ علّیت از نرخ ارز حقیقی به‌سمت نرخ بهرهٔ حقیقی است. براساس نتایج به‌دست آمده (مبتنی‌بر داده‌های ماهانه)، برای شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی نواحی هم‌بستگی (هم‌دوسی) زیادی در تناوب‌های کمتر از یک‌سال، تقریباً در سرتاسر دورهٔ زمانی مشاهده شده است. این موضوع نشان از هم‌دوسی شدید بین دو متغیر در کوتاه‌مدت دارد؛ هم‌چنین نتایج حاکی از آن‌است که شدت و جهت رابطهٔ بین دومتغیر در کوتاه‌مدت ثابت نیست و به‌صورت مکرر تغییر کرده است که مدل پولی با قیمت‌های چسبنده قابل تفسیر نیست. با حرکت از کوتاه‌مدت به‌سمت بلندمدت رابطهٔ بین نرخ بهرهٔ حقیقی و شاخص نرخ ارز حقیقی هم‌فاز بوده و متغیر نرخ بهرهٔ حقیقی پیشرو و نرخ ارز حقیقی پسرونده است؛ لذا در افق میان‌مدت و بلندمدت ارتباط مستقیمی بین این دو متغیر تا حدی دیده می‌شود که نظریهٔ برابری قدرت‌خرید (مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر) را تأیید می‌کند.

کلیدواژگان: تئوری‌موجک، نرخ بهره، نرخ ارز، رشداقتصادی و هم‌دوسی.
طبقه‌بندی JEL: E43, O23, O24.

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد پولی،گروه اقتصاد، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران.
Email: m.alikazemi18836@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی (ره)، بروجرد، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: younesnademi@abru.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی (ره)، بروجرد، ایران.
Email: khochiany@abru.ac.ir
۴. استادیار گروه ریاضی، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران.
Email: khochiany@abru.ac.ir

ارجاع به مقاله: کاظمی، میرعلی؛ نادمی، یونس؛ خوچیانی؛ رامین؛ و رضایی، شایسته، (۱۴۰۱). «بررسی رابطهٔ بین نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد ایران: رویکرد هم‌دوسی موجک». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۱۳۷-۱۷۲. doi: 10.22084/aes.2022.26386.3466
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4677.html?lang=fa

۱. مقدمه

تداوم رشد و توسعهٔ اقتصادی قبل از هرچیز مستلزم دقت در عوامل ایجادکنندهٔ آن است. مطالعات انجام‌شده در اقتصادهای درحال توسعه، تأثیرگذاری متغیرهای مختلفی را در رشد و توسعهٔ اقتصادی نشان می‌دهد. از متغیرهای مهم که موردتوجه بسیاری از اقتصاددانان وسیاست‌گذاران بوده و نقش بسیار مهمی در رشد اقتصادی جوامع دارد می‌توان به متغیرهای نرخ ارز و نرخ بهره اشاره کرد. در سال‌های اخیر توجه ویژه‌ای به رابطهٔ بین این دو متغیر در کشورهای پیشرفته، نوظهور و درحال توسعه شده است؛ با این‌حال، به داده‌های مربوط به این موضوع پاسخ غیرمبهم نداده‌اند. تعدادی از مطالعات که رابطهٔ سری‌زمانی بین متغیرهای نرخ بهره و نرخ ارز را بررسی کرده‌اند، تمایل دارند نتایج متناقضی که به نمونهٔ کشورها و یا دورهٔ زمانی موردمطالعهٔ وابسته می‌باشد، پیدا کنند. رابطهٔ بین نرخ ارز و نرخ بهره نه‌تنها برای محققان، بلکه موردتوجه سیاست‌گذاران نیز می‌باشد. بانک‌مرکزی در کشورهای نوظهور برای کنترل و کاهش نرخ تورم معمولاً از سیاست‌های نرخ ارز و نرخ بهره استفاده می‌کنند. باتوجه به این‌که نوسانات نرخ ارز پیامدهای مهمی برای سیاست‌های پولی دارد از دیدگاه سیاست‌گذاران، تجزیه‌وتحلیل مسیرهای گذار بین این بازارها به‌منظور اتخاذ سیاست‌های مناسب و پیش‌بینی تأثیر کامل تصمیمات آن‌ها مهم است (والکر[1]، ۲۰۲۰).

ادبیات اقتصادی مطالعات تجربی انجام‌شده در اقتصاد توسعه، تأثیرگذاری متغیرهای مختلفی را در رشد و توسعهٔ اقتصادی نشان می‌دهند؛ ازجملهٔ این متغیرهای مهم که توجه بسیار زیاد اندیشمندان اقتصادی را به خود جلب کرده است و نقشی به‌سزا در بهبود رشد اقتصادی جوامع دارد، متغیرهای نرخ بهره و نرخ ارز می‌باشند؛ از این‌رو بررسی رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره یکی از مباحث موردعلاقهٔ اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است (تفضلی، ۱۳۹۳). مطالعهٔ اقتصاد کشورهای درحال توسعه نشان می‌دهد که این کشورها با نوسانات بسیار زیاد نرخ ارز مواجه هستند. بسیاری از کشورها برای جلوگیری از نوسانات نرخ ارز ارزش پول خود را در مقابل ارزهای خارجی که از اهمیت بالای برخوردار هستند تثبیت می‌کنند. با این‌وجود برخی دیگر از کشورها از تثبیت نرخ ارز امتناع کرده و نرخ ارز شناور را می‌پذیرند (گرانویل و مالیک[2]، ۲۰۱۰). مطالعات انجام‌شده نشان‌دهندهٔ مشکلاتی نظیر اثرات منفی بر رشد اقتصادی به‌دلیل حاکمیت سیستم نرخ ارز شناور برای برخی از کشورهایی مانند ایران بوده است؛ درحالی‌که در کشورهای توسعه‌یافته اثرات منفی مشاهده نمی‌شود. این دوگانگی باعث می‌گردد که نوسانات نرخ ارز تأثیر مهمی بر متغیرهای اقتصادی، ازجمله نرخ بهره داشته باشد. با توجه به این‌که نرخ بهره نیز یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان‌اقتصادی است که بر سرمایه‌گذاری و بخش واقعی اقتصاد مؤثر می‌باشد؛ از این‌جهت شناخت رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره بسیار مهم است. شناسایی و روابط میان این دو متغیر و عوامل مؤثر بر آن از موضوعاتی است که همواره توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را به خود جلب نموده است. مطالعهٔ تاریخی اقتصاد ایران نشان می‌دهد یکی از مشکلات اساسی که اقتصاد ایران همواره با آن روبه‌رو بوده نوسانات نرخ ارز و اثرات آن بوده است. نرخ ارز در ایران به‌عنوان متغیر قیمتی کلیدی در اقتصاد، بسیاری از سیاست‌گذاری‌های دولت و تصمیمات عاملین اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. هرگونه بی‌ثباتی و تلاطم در قیمت ارز تأثیر نامطلوبی چه در سطح خرد و چه در سطح کلان برجای می‌گذارد. بررسی تحولات بازار ارز در کشور حاکی از وجود تلاطم در این بازار و نوسانات

---

[1]. Walker
[2]. Granville & Mallick

شدید در طی سال‌های اخیر می‌باشد؛ به‌طوری‌که از اواسط سال ۱۳۸۹ پس از تشدید تحریم‌ها، اخلال در مبادلات و نقل‌وانتقالات ارزی کشور ایجاد شد و از آن به‌بعد در بازار ارز، نرخ ارز از نرخ رسمی فاصله گرفت و وضعیت دونرخی و حتی چندنرخی در بازار ارز شکل گرفت و ادامه دارد. در شکل‌گیری و تداوم وضعیت نامطلوب ارزی کشور عوامل متعددی با درجهٔ تأثیرگذاری متفاوت و هریک از مجرای خاص ایفای نقش نموده‌اند که در این‌میان تحریم‌های اقتصادی، رشد نقدینگی، شرایط ساختار بازار ارز و دستوری بودن نرخ بهره از اهمیت بیشتری برخوردار هستند. از آنجا که اثرات نامطلوب نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد ایران پوشیده نیست؛ برهمین‌اساس این مطالعه قصد دارد رابطهٔ بین این متغیر را با نرخ بهره (قیمت پول) که یکی از مهم‌ترین متغیرهای تعیین‌کنندهٔ سلامت بانکی است مورد مطالعه قراردهد. شواهد نشان می‌دهد که نرخ بهره در برخی از کشورها حتی منفی و یا در کمترین حد خود قرار دارد؛ درحالی‌که ایران جزو پنج کشورهایی است که بالاترین نرخ بهره را دارد؛ به‌همین دلیل، این مطالعه سعی‌دارد در قالب دو مدل پولی براساس نظریهٔ برابری قدرت خرید با ارائه روش تئوری موجک به تبیین مجدد رابطهٔ میان نرخ ارز و نرخ بهره (قیمت پول) در رشد اقتصادی ایران با استفاده از داده‌های در دسترس ماهانه (نرخ سود تسهیلات و نرخ ارز مؤثر) موردنیاز مستخرج از بانک‌های اطلاعاتی اداره حساب‌های اقتصادی و حساب‌های ملی بانک مرکزی و سایر دستگاه‌های اجرایی مرتبط، برای دورهٔ زمانی تقریباً ۴۰ سال بپردازد.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. نرخ بهره

واژهٔ Interest در لغت به‌معنی بهره و ربح به‌کار می‌رود (توانایان‌فرد، ۱۳۸۵) و در اصطلاح، پرداختی است که در ازای استفاده از وجوه به‌کارگرفته شده، در تولید سرمایه انجام می‌شود و درواقع قیمتی است که وام‌گیرنده بابت استفاده از پول وام‌دهنده می‌پردازد (فرهنگ، ۱۳۸۴)؛ و به‌صورت درصدی از پول یا وجوه قابل استقراض بیان می‌شود (زمانی‌فرهانی، ۱۳۷۱). طبق این تعریف، پول همانند هر کالایی دارای ارزش و قیمتی است که قیمت خدمات آن را بهره گویند (تفضلی، ۱۳۹۳). درواقع، بهره، قیمتی است که وام‌گیرنده بابت استفاده از پول وام‌دهنده می‌پردازد. هرگاه مبلغی پول برای مدت معینی به وام داده شود، مبلغی که وام‌گیرنده در آینده به وام‌دهنده می‌پردازد، بیش از مبلغ دریافتی اولیه خواهد بود. این پرداخت اضافی یا نرخ بهره را می‌توان به‌صورت نسبت مابه‌التفاوت مبلغ بازپرداخت در پایان یک دورهٔ معین به کل پول دریافتی بیان کرد (گلریز، ۱۳۸۰).

اقتصاددان‌های کلاسیک معتقدند، نرخ بهره تحت‌تأثیر نیروهای بازار در نقطه‌ای قرار می‌گیرد که میزان سرمایه‌گذاری به آن نرخ، با میزان پس‌انداز به‌همان نرخ برابر می‌شود. به اعتقاد آن‌ها نرخ بهره توسط عرضهٔ پس‌انداز و تقاضا برای سرمایه‌گذاری مشخص می‌شود. تقاضا برای سرمایه‌گذاری، تابع غیرمستقیم نرخ بهره است. زمانی‌که نرخ بهره بالا رود، در شرایط برابر، مقدار مورد تقاضا برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و بالعکس، با کاهش نرخ بهره مقدار مزبور افزایش پیدا می‌کند؛ ازطرف دیگر، فرض می‌شود که پس‌انداز تابع مستقیم نرخ بهره است؛ یعنی با افزایش نرخ بهره حجم پس‌انداز افزایش‌یافته و با کاهش نرخ بهره مقدار پس‌انداز کم می‌شود. زمانی‌که عرضهٔ پس‌انداز با تقاضای سرمایه‌گذاری برابر شود، نرخ بهره تعادلی به‌دست می‌آید (تفضلی، ۱۳۹۳).

«جان مینارد کینز»[1] در نظریهٔ تعیین درآمد، تعیین نرخ بهرهٔ تعادلی را براساس برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ندانسته و می‌گوید: عرضه و تقاضا برای پول، نرخ بهره را تعیین می‌کند. وی بهره را به‌عنوان پرداخت برای عدم نقدینگی، موردتوجه قرار داده است (محتشم‌دولتشاهی، ۱۳۷۹). ساختار زمانی نرخ بهره عبارت است از رابطهٔ میان نرخ بهرهٔ پرداختی بر یک قرضه و تعداد سال‌هایی که بعد از اتمام آن، فرد می‌تواند قرضه را بفروشد. با فرض نگاه‌داری اوراق قرضه برای یک یا دو سال، اگر افرادی بخواهند برای دو سال سرمایه‌گذاری کنند، می‌توانند اوراق قرضهٔ دو ساله خریداری کنند؛ یا در مرحلهٔ اول اقدام به خرید اوراق قرضهٔ یک‌ساله کرده و سپس در شروع سال بعد دوباره این عمل را تکرار کنند. در اینجا نرخ بهره، مهم‌ترین عامل مؤثر در تصمیمات افراد است. اگر افراد، انتظار افزایش نرخ بهره در آینده را داشته باشند، اوراق قرضهٔ یک‌ساله را انتخاب می‌کنند. در حالت عکس، اگر نرخ بهرهٔ اوراق قرضه دوساله، بیشتر از اوراق قرضهٔ یک‌ساله باشد، خریدار اوراق قرضهٔ دوساله را ترجیح خواهد داد (قره‌باغیان، ۱۳۷۲). نظریات زیادی پیرامون نرخ بهره وجود دارد که برخی از مهم‌ترین آن‌ها عبارتنداز: نرخ بهرهٔ طبیعی و بازاری؛ «ویکسل»[2] معتقد است که با وجود تفاوت‌های میان دو نرخ بهرهٔ بازاری و نرخ بهرهٔ طبیعی که بیان شد، عدم تعادل میان دو بازار پول و سرمایه ایجاد می‌شود و بعدها به دیگر بازارها اعماز بازار کار و کالاها سرایت می‌کند. درواقع امکان دارد، نرخ بهرهٔ بازاری از نرخ بهرهٔ طبیعی پایین‌تر باشد. در این‌صورت، کارفرمایان اقدام به استقراض و سرمایه‌گذاری می‌کنند و صاحبان بانک‌ها تقاضای سرمایه‌ای آن‌ها را به‌کمک ساز و کارهای ایجاد پول بانکی و تحریری و با وجود اختلاف دو نرخ بهره ارضا می‌کنند. در این‌شرایط، سیر سرمایه‌گذاری شکل انباشتگی به‌خود می‌گیرد و منجر به تشکیل امواج تکاثری یا به‌هم فزآیندهٔ تولید و درآمد می‌شود و به‌دنبال آن سطح تقاضای کل و در نتیجه قیمت‌ها و هم‌چنین نرخ بهرهٔ سرمایه‌گذاری‌ها بالا می‌رود و در آخر سیر رونق اقتصاد را فرامی‌گیرد؛ برعکس آن، اگر نرخ بهرهٔ بازاری، بالاتر از نرخ بهرهٔ طبیعی باشد، پس‌اندازها اغلب به بازار پولی روی می‌آورند و اقتصاد با کمبود سرمایه‌گذاری مواجه می‌شود و درنهایت عدم تعادل به‌صورت رکود، کلیهٔ بازارها و اقتصاد ملی را فرامی‌گیرد (منتظرظهور، ۱۳۷۸).

نرخ بهرهٔ پولی؛ «گونارمیردال»[3] برندهٔ جایزهٔ نوبل اقتصاد در سال ۱۹۷۴ با تبدیل نرخ بهرهٔ طبیعی ویکسل به نرخ بهرهٔ پولی ثابت کرد که نرخ بهرهٔ بلندمدت با نرخ بهرهٔ بازدهی سرمایهٔ مبتنی‌بر عوامل پولی و کوتاه‌مدت است؛ زیرا به‌عقیدهٔ او سرمایه‌گذار، نرخ پولی سرمایه‌های موردنیاز برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های خود را با نرخ بازده پولی سرمایه‌گذاری‌ها مقایسه می‌کند و بر پایهٔ این محاسبهٔ اقتصادی، برای سرمایه‌گذاری تصمیم می‌گیرد (منتظرظهور، ۱۳۷۸).

عدم امکان بررسی مستقل نرخ بهره؛ «جون رابینسون»[4] معتقد است که سرمایه را نمی‌توان به‌شکل مستقل از نرخ بهره اندازه‌گیری کرد و نرخ بهره نیز فقط به بهره‌وری نهایی سرمایه وابسته نیست.

---

1. John Maynard Keynes
2. Wicksel
3. Gunnar Myrdal
2. Joan robinson

بیش از ۷۰ سال قبل، «ایروینگ فیشر»[1] نظریهٔ تعیین نرخ بهره را ارائه کرد که امروز به‌طور گسترده‌ای مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ فیشر معتقد بود که پرداخت بهرهٔ اسمی به دو طریق پس‌اندازکنندگان را منتفع می‌کند.

۱. کاهش قدرت خرید پس‌اندازکنندگان را جبران می‌کند.

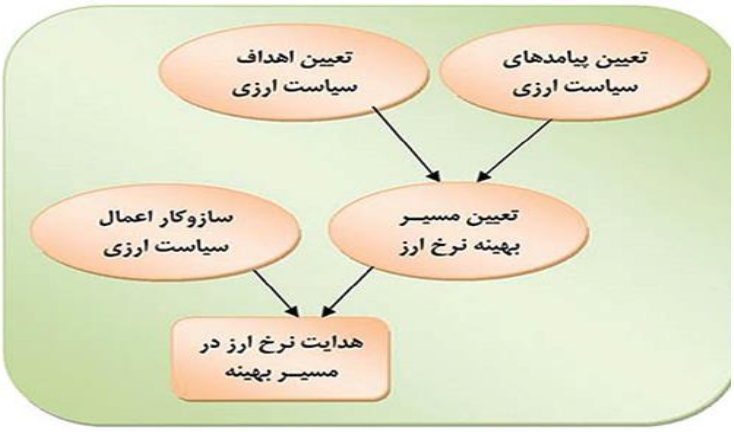
۲. صرفهٔ بیشتری را برای پس‌اندازکنندگان فراهم می‌کند تا از مصرف کنونی چشم‌پوشی کنند.

سرمایه‌گذاران به‌دنبال سبد کارای سرمایه‌گذاری هستند؛ از این‌رو، سبد دارایی‌های خود را از ترکیبات مختلفی مانند: پول نقد، سهام، سپردهٔ بانکی، اوراق قرضه و... پر می‌کنند. با توجه به تجربیات به‌دست آمده از نتایج بازدهی سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران و ریسکی بودن آن، سرمایه‌گذاران بازده دریافتی ناشی از سرمایه‌گذاری در بازار سهام را در قبال مخاطرهٔ آن کافی نمی‌دانند؛ از سوی دیگر، وجود نرخ سود سپرده‌های بانکی بدون ریسک در ایران باعث می‌شود که این متغیر کلان اقتصادی به‌عنوان یک رقیب برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام درآید (دایی‌کریم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲).

۲-۲. نرخ ارز

تغییر نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و حتی متضاد را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به‌همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت‌تأثیر مثبت یا منفی قرار دهد. تعیین نرخ ارز از یک‌طرف نقش مؤثری در صادرات و واردات و به‌تبع آن تنظیم و تعدیل تراز تجاری و تراز پرداخت‌های کشور دارد؛ و از طرف دیگر، از نقش مؤثری در تعیین قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی در بازارهای داخلی و خارجی و به‌تبع آن تعیین میزان تولید و اشتغال برخوردار است. تعیین نرخ ارز هم‌چنین می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها و به‌تبع آن تورم نیز مؤثر باشد؛ بنابراین با توجه به پیامدهای گستردهٔ تغییر نرخ ارز برای عملکرد اقتصاد ایران، مدیریت نرخ ارز اهمیت بسیار بالایی دارد (درگاهی و گچلو، ۱۳۸۰). این امر در شرایط فعلی اقتصاد کشور، به‌خصوص پس از اجرای طرح هدفمندکردن یارانه‌ها، افزایش تحریم‌های اقتصادی، جهش نرخ غیررسمی ارز در بازار آزاد و بازگشت به نظام ارزی دونرخی اهمیت بیشتری نیز یافته است. مسألهٔ مهمی که اکنون سیاست‌گذاران اقتصاد ایران درمورد مدیریت نرخ ارز با آن مواجهند، این است که در آینده، نرخ ارز باید در چه مسیری هدایت شود؟ پاسخ به این پرسش، از یک‌طرف نیازمند بررسی سازوکار مدیریت نرخ ارز در اقتصاد ایران؛ و از طرف دیگر نیازمند تعیین مسیر بهینهٔ نرخ ارز در کشور است. تعیین مسیر بهینهٔ نرخ ارز نیز نیازمند بررسی پیامدهای ناشی از مدیریت نرخ ارز و تعیین اهداف سیاست ارزی است. پس از تعیین مسیر بهینهٔ نرخ ارز و بررسی سازوکار مدیریت نرخ ارز، می‌توان سیاست ارزی مناسب را براساس اهداف سیاست ارزی و ابزارهای در دسترس جهت هدایت نرخ ارز به‌سوی مسیر بهینهٔ طراحی کرد. این چارچوب اصلی جهت مدیریت نرخ ارز در اقتصاد ایران در نمودار ۱، نشان داده شده است.

[1]. Irving Fisher



شکل ۱: چارچوب کلی نرخ ارز در اقتصاد ایران (کابوسی، ۱۳۹۱).

Fig. 1: The general framework of the exchange rate in Iran's economy (Kabousi, 2012)

۳-۲. عوامل مؤثر بر نرخ ارز

از سال‌های که نرخ‌های ارز به‌صورت شناور مدیریت شده، و در سطح اقتصاد جهانی مطرح گردیده (سال‌های ۱۹۷۰م. به‌بعد) سعی‌شده تا متغیرهایی که می‌توانند نوسانات نرخ ارز را توضیح دهند، شناسایی شده و اثرات آن‌ها روی نرخ ارز تعیین گردد. به‌دلیل تغییر و تحول عمیق در نظام‌های ارزی، متغیر نرخ ارز بیش از پیش به‌عنوان عامل کلیدی و اثرگذار در سیاست‌های اقتصادی خودنمایی کرده است؛ لذا برخی از عوامل اثرگذار بر نرخ ارز در اقتصاد ایران عبارتنداز: تفاوت نرخ رشد درآمد واقعی در داخل و خارج، تفاوت نرخ رشد تورم در داخل نسبت به خارج، تفاوت نرخ بهرهٔ واقعی داخلی و خارجی، نرخ رشد عرضهٔ پول در داخل در مقایسه با خارج، قیمت و میزان تولید نفت، رابطهٔ مبادله، دلاریزه شدن اقتصاد (جایگزینی پول ملی)، پیشرفت و ابداع تکنولوژی، قیمت طلا در داخل نسبت به قیمت جهانی آن، تغییر ترجیحات به‌سمت مصرف کالاهای خارجی یا داخلی، هزینه‌های دولت، فرار سرمایه به خارج، انتظارات مردم، سرعت گردش پول داخل نسبت به خارج، قوانین و مقررات ارزی، تعرفهٔ بر واردات، کسری بودجهٔ دولت، نرخ رشد جمعیت نسبت به GDP، نرخ سرمایه‌گذاری نسبت به GDP، درجهٔ باز بودن اقتصاد، کارایی تولید، وضعیت تراز پرداخت‌ها و ذخائر ارزی، تأثیر نرخ تورم بر نرخ ارز، تأثیر سفته‌بازی بر نرخ ارز و تأثیر نرخ بهره برنرخ ارز (شریف‌آزاد، ۱۳۸۴).

۲-۴. نظریهٔ برابری قدرت خرید

تئوری برابری قدرت خرید به عنوان یکی از نظریه‌های معروف در مالیهٔ بین‌الملل جهت تحلیل روابط متغیرهای واقعی می‌باشد که درحقیقت برمبنای قانون قیمت واحد بنا شده است. براساس قانون قیمت واحد، درصورت عدم وجود موانع تجاری، هزینه‌های حمل‌ونقل و تعرفه‌ها، رقابت منجر به برابری قیمت کالایی خواهد شد که در بین کشورها تجارت می‌شود (اگر تمام قیمت‌ها به یک واحدپولی بیان شود)، (پورمقیم، ۱۳۹۴).

۲-۴-۱. مدل پولی

از زمان آغاز ارز شناور در اوایل دههٔ ۱۹۷۰م.، رهیافت پولی به‌عنوان مهم‌ترین مدل تعیین نرخ ارز پا به عرصهٔ اقتصاد گذاشته و مورد استفاده قرار گرفته است. مدل تنظیم شده توسط «دورن بوش»[1] (۱۹۷۶) ترکیبی از دو مدل پولی کاملاً متضاد است. این مدل شامل چسبندگی قیمت که به‌صورت یک ویژگی کوتاه‌مدت و مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیر که یک ویژگی بلندمدت است. براساس این مدل نرخ بهره و نرخ ارز در کوتاه‌مدت رابطهٔ منفی با هم دارند که این رابطه، نتیجهٔ شوک‌های پولی است و در بلندمدت رابطهٔ مثبتی با هم دارند که این مستلزم قیمت‌های متغیر است؛ لذا مدل پولی به دو بخش تقسیم می‌شود؛ ۱- مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، ۲- مدل پولی باقیمت‌های چسبنده.

۱- مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (FPM[2]): در این مدل قیمت کالاها کاملاً انعطاف‌پذیر است و به‌منظور تبیین رفتار بلندمدت نرخ ارز به‌کار می‌رود. شکل اصلی رهیافت پولی نسبت به تعیین نرخ ارز با مدل «فرانکل»[3] که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را درنظر می‌گیرد، شروع شده است. مدل پولی معمولاً به‌عنوان مدل دو کشور و دو پول ارائه می‌گردد که در آن همهٔ کالاها قابل تجارت بوده و قانون قیمت واحد برقرار است. مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر براساس دو فرضیهٔ برابری قدرت خرید[4] (PPP) و وجود تابع تقاضای پول باثبات برای اقتصادهای داخلی و خارجی استوار است. تابع تقاضای پول استاندارد می‌تواند به‌صورت زیر تصریح شود (نصراللهی و شجری، ۱۳۸۷).

$$m_t=P_t+\alpha y_t-\beta i_t \qquad (۱)$$

به‌طورکلی m_t تقاضای اسمی پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، y_t سطح درآمد ملی و i_t نرخ بهرهٔ اسمی را نشان می‌دهد. در این الگو تمام متغییرها به‌جز نرخ بهره به‌صورت لگاریتمی می‌باشند؛ لذا باتوجه به رابطهٔ (۱) می‌توان تابع تقاضای پول کشور خارجی را به این‌صورت نوشت:

$$m_t^*=P_t^*+\alpha y_t^*-\beta i_t^* \qquad (۲)$$

دررابطهٔ (۲) علامت * نشان‌دهندهٔ مقادیر متغییرهای تابع تقاضای پول کشور خارجی می‌باشد. α و β پارامترهای ثابتی می‌باشند که برای دو کشور یکسان فرض شده است. اگر نرخ ارز حقیقی را با e_t^r نشان‌دهیم آن‌گاه خواهیم داشت:

$$e_t^r=\left(\frac{P_t^*}{P_t}e_t\right)=۱ \qquad (۳)$$

$$\frac{P_t^*}{P_t}e_t=۱ \qquad (۴)$$

$$P_t=P_t^*\,e_t \qquad (۵)$$

برابری نرخ بهرهٔ بدون پوشش عبارت‌است از:

---

1. Dornbusch
2. Flexible pricing model
3. Frankl
4. Purchasing Power Parity

$$\Delta e_t = i_t - i_t^* \qquad (۶)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از رابطهٔ (۵):

$$ln(P_t) = ln(P_t^*) + ln(e_t) \qquad (۷)$$

با فرض برابری قدرت خرید (PPP) داریم:

$$P_t = P_t^* + e_t \qquad (۸)$$

در رابطهٔ (۸)، e_t بیانگر لگاریتم نرخ ارز اسمی، P_t قیمت داخلی و P_t^* قیمت خارجی است؛ PPP فقط به‌عنوان شرط تعادل بلندمدت در این مدل مورداستفاده قرار گرفته است. اگر شرط PPP به‌طور پیوسته صادق باشد، لگاریتم نرخ ارز واقعی، q_t، $q_t = e_t - p_t + p_t^*$ مساوی صفر خواهد بود و در الگویی PPP قیمت‌های خارجی برای اقتصاد داخلی برون‌زا بوده و ازطریق عرضهٔ پول خارجی تعیین می‌گردد و عرضهٔ پول داخلی نیز سطح عمومی قیمت‌های داخلی را تعیین می‌کند؛ بنابراین نرخ ارز ازطریق عرضهٔ پول‌ها تعیین می‌گردد. از جاگذاری روابط ۱ و ۲ در رابطهٔ ۸:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta(i_t - i_t^*) \qquad (۹)$$

در رابطهٔ (۹) برای سادگی فرض‌شده که کشش درآمدی (a) و شبه کشش نرخ بهره‌های (β) تقاضای پول برای دو کشور یکسان است؛ درنهایت این‌که مدل پولی، برای نرخ بهره پوشش داده نشده (UIP) را درنظر می‌گیرد. براساس UIP، نرخ بهرهٔ خارجی به‌علاوه تغییر انتظاری نرخ ارز، برابر است با نرخ بهرهٔ داخلی معادله (۶).

معادلهٔ (۹) به مدل «فرنکل-بیلسون»[1] معروف است؛ براساس این‌رابطه افزایش نقدینگی، نرخ بهره و کاهش درآمد ملی باعث تنزل ارزش پول ملی کشور «داخلی» می‌شود. با فرض این‌که در بلندمدت رفتار عقلایی است و سطح نسبی قیمت‌ها و نرخ ارز متناسب با رشد نسبی پول صورت گیرد، می‌توان معادلهٔ (۹) را به‌صورت زیر نوشت:

$$e_t^L = ((y_t - y_t^*) + \beta(i_t - i_t^*)\alpha) - m_t^* - m_t \qquad (۱۰)$$

معادلهٔ (۱۰) مسیرتعادلی بلندمدت مدل پولی را نشان می‌دهد.

معادلهٔ (۱۰) شکل اصلی و پایهٔ پولی تعیین نرخ ارز می‌باشد که در بلندمدت رابطهٔ بین مجموعهٔ ساده‌ای از متغیرهای پولی برقرار می‌سازد. «مارک» و «سول» تأکید می‌کنند که معادلهٔ (۱۰) نشان‌دهندهٔ نوعی نرخ ارز تعادلی بلندمدت با به‌کارگیری نظریه‌های جدید تعیین نرخ ارز می‌باشد.

۲- **مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPM[2]):** در این مدل، قیمت کالاها کاملاً چسبنده می‌باشد؛ که به‌منظور تبیین رفتار کوتاه‌مدت نرخ ارز (مسیر تعادلی کوتاه‌مدت نرخ ارز) مورداستفاده قرار می‌گیرد (نصراللهی و شجری، ۱۳۸۷).

تقاضای پول درکشورهای داخلی و خارجی از روابط (۱ و ۲) پیروی می‌نماید؛ و برابری نرخ بهره بدون پوشش نیز رابطه‌ای همانند رابطهٔ زیر فرض می‌شود.

---

[1]. Frankel- Belson
[2]. Sticky pricing model

$$\Delta e_t = i_t - i_t^* \qquad (۱۱)$$

در این مدل فرض می‌شود که درصد مورد انتظار تنزل ارزش پول کشور داخلی تابعی مثبت از تفاضل نرخ تورم انتظاری بلندمدت بین دو کشور و شکاف بین نرخ نقدی ارز و نرخ تعادلی بلندمدت آن است:

$$\Delta e_t = \theta(\acute{e}_t - e_t) + (P^e - P^{e*}) \qquad (۱۲)$$

اگر معادلهٔ (۱۲) را در معادلهٔ (۱۱) جایگزین نماییم و آن را براســـاس تفاوت نرخ ارز بلندمدت مرتب نماییم، خواهیم داشت:

$$(\acute{e}_t - e_t) = \frac{1}{\theta}(i_t - P^e) - \frac{1}{\theta}(i_t^* - P^{e*}) \qquad (۱۳)$$

«فرانکل» (۱۹۷۹) معتقد است که عبارت فوق را می‌توان به‌عنوان تفاضل نرخ بهره واقعی دانست. از دید وی اگر نرخ بلندمدت ارز با نرخ نقدی ارز در بلندمدت برابر باشد خواهیم داشت:

$$\bar{i}_t - \bar{i}_t^* = \pi_t - \pi_t^* \qquad (۱۴)$$

باتوجه به نظریهٔ برابری قدرت خرید در بلندمدت خواهیم داشت:

$$\bar{e}_t = \bar{P}_t - \bar{P}_t^* = (\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) - \beta(\bar{y}_t - \bar{y}_t^*) + \delta(\pi_t - \pi_t^*) \qquad (۱۵)$$

با جای‌گذاری معادلهٔ (۱۵) در معادلهٔ (۱۳) و این فرض که مقدار تعادلی عرضهٔ پول و سطوح درآمد ازطریق سطوح واقعی آن‌ها در زمان حال تعیین شود، رابطهٔ زیر را خواهیم داشت:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) - \frac{1}{\theta}(i_t - i_t^*) + (\frac{1}{\theta} + \delta)(\pi_t - \pi_t^*) \qquad (۱۶)$$

در اکثر مطالعاتی که برمبنای مدل‌های پولی صورت گرفته است، عرضهٔ پول و متغیرهای مانند نرخ بهره، تولید و تورم که تعیین‌کنندهٔ تقاضای پول هستند نوسانات نرخ ارز را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند؛ «مارک» فرض می‌کند اختلافی بین نرخ بهرهٔ داخلی و خارجی نیست. در مقابل «مسی وراگوف»[1] برخلاف مارک معتقد هستند که تفاوت نرخ بهره در کشورهای مختلف در تعیین نرخ ارز از اهمیت بالای برخوردار است که به‌این دلیل، تفاوت نرخ بهرهٔ داخلی و خارجی و تورم انتظاری را وارد مدل پولی کرده‌اند و مدل پولی را به‌شکل زیر مطرح کرده‌اند:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) - \alpha(i_t - i_t^*) + \emptyset(\pi_t - \pi_t^*) + u_t \qquad (۱۷)$$

رابطهٔ (۱۷) را می‌توانیم به‌صورت زیر بنویسیم:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) - \alpha_2(y_t - y_t^*) \pm \alpha_3(i_t - i_t^*) + \alpha_4(\pi_t - \pi_t^*) + u_t \qquad (۱۸)$$

در معادلهٔ (۱۸) e_t نشان‌دهندهٔ نرخ ارز، m_t عرضهٔ پول، y_t تولید ناخالص داخلی، i_t نرخ بهره و π_t نرخ تورم برای کشور داخلی و متغیرها با علامت * نشان‌دهندهٔ متغیرهای کشور خارجی می‌باشد؛ اکنون می‌توان تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی بر نرخ ارز را به این‌صورت توضیح داد.

با برقراری PPP افزایش حجم پول باعث افزایش نرخ ارز می‌گردد که انتظار می‌رود ضریب متغیر حجم نقدینگی (α_1) مثبت باشد. اگر فرض کنیم درآمد واقعی افزایش یابد؛ افزایش درآمد واقعی باعث تقویت پولی داخلی و کاهش نرخ ارز خواهد شد، پس ضریب تفاضل درآمد واقعی (α_2) منفی خواهد شد. اما درمورد اثر نرخ بهرهٔ پول‌گرایان معتقدند که افزایش نرخ بهرهٔ داخلی هزینهٔ فرصت نگه‌داری پول را افزایش می‌دهد و باعث کاهش

[1]. Messi & Ragoff

تقاضای پول می‌شود که این کاهش تقاضای پول منجر به مازاد عرضهٔ پول می‌گردد. برای دست‌یابی به تعادل در بازار پول، قیمت‌ها افزایش می‌یابند که این افزایش منجر به افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) خواهد شد؛ بنابراین علامت ضریب تفاضل نرخ بهره (α_3) مثبت خواهد بود؛ از طرفی، مدل تنظیم شده توسط «دورن بوش» (۱۹۷۶) ترکیبی از دو مدل کاملاً متضاد است. این مدل شامل چسبندگی قیمت در بازارهای تولید، به‌صورت یک ویژگی کوتاه‌مدت است. تعدیل قیمت در بلندمدت در راستای رساندن آن به یک تعادل جدید، ویژگی مشخصهٔ مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیر است. نرخ بهره و نرخ ارز در کوتاه‌مدت رابطهٔ منفی (α_3 منفی) با هم دارند و این رابطه، نتیجهٔ شوک‌های پولی است؛ نرخ بهره و نرخ ارز در بلندمدت رابطهٔ مثبتی با هم دارند که این مستلزم قیمت‌های متغیر است. مدل «موندل–فلِمینگ»[1] تحرک سرمایهٔ بین‌المللی و قیمت‌های چسبنده (تغییرناپذیر) را در کوتاه‌مدت فرض می‌کند. این مدل هم یک رابطهٔ منفی بین نرخ بهره و نرخ ارز پیش‌بینی می‌کند (α_3 منفی). اما از آنجایی‌که تورم‌واقعی با تورم‌انتظاری رابطهٔ مثبت دارد؛ به‌طوری‌که افزایش تورم‌انتظاری باعث افزایش تورم‌واقعی می‌شود؛ لذا با افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی امکان رقابت‌پذیری کالاها و خدمات داخلی کاهش خواهد یافت و در نتیجه با افزایش کسری تراز پرداخت‌ها و بروز مازاد تقاضای ارز خارجی در بازار ارز ارزش پول داخلی کاهش و ارزش پول خارجی افزایش خواهد یافت که این اتفاق منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی نسبت به قیمت‌های خارجی خواهد شد؛ درنهایت با افزایش نرخ ارز روبه‌رو خواهیم شد و (α_4) مثبت خواهد بود (پورمقیم، ۱۳۹۴).

۲-۵. پیشینهٔ پژوهش

۱-۵-۲. پیشینهٔ تئوری اقتصادی

در اغلب مدل‌های نظری، نرخ ارز (نرخ مبادلهٔ ارز) توسط مبانی اقتصادی تعیین می‌شود. تفاضل نرخ بهرهٔ بین داخل (کشور خود) و خارج، یکی از مهم‌ترین عوامل اقتصادی است که بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. ازلحاظ تئوری، مدل‌های مختلفی وجود دارد که هم‌بستگی‌های مختلف بین نرخ‌های بهره و نرخ‌های ارز را توضیح می‌دهند.

مدل‌های موازنهٔ اوراق بهادار (برانسون ۱۹۸۳؛ برانسون و هالتونن[2] ۱۹۷۹؛ برانسون و همکاران، ۱۹۷۷) یک رابطهٔ منفی را بین نرخ ارز و نرخ بهره پیشنهاد می‌کنند. تغییرات در نرخ بهره، تخصیص مجدد اوراق بهادار را تعیین خواهد کرد. دارایی‌های بهره‌دار (سودآور) یک کشور در مواردی جذاب‌تر می‌گردد که نرخ بهره‌های محلی افزایشیابد و سرمایه‌گذاران ترغیب شوند که دارایی‌های بیشتری داشته باشند. این منجر به ترقی قیمت ارز آن کشور می‌گردد.

مدل موندل–فلِمینگ تحرک سرمایهٔ بین‌المللی و قیمت‌های چسبنده (تغییرناپذیر) را در کوتاه‌مدت فرض می‌کند. در این حالت، نرخ بهرهٔ پایین‌تر کشور اصلی، خروج سرمایه را تعیین می‌کند و باعث کسری تراز پرداخت‌ها می‌شود؛ این کسری توسط افزایش خالص صادرات، ازطریق کاهش بهای ارز داخلی رفع می‌شود. این مدل یک رابطهٔ منفی را بین نرخ بهره و نرخ ارز پیش‌بینی می‌کند.

---

[1]. Mundell-Fleming
[2]. Branson & Haltonen

در مدل اولیهٔ «ریداکس»[1] که اولین‌بار توسط «آبسفِلد» و «راگوف»[2] (۱۹۹۵) توسعه داده شد، هیچ کاهش بها یا افزایش بهای پیش‌بینی شده‌ای در صورت دوگانگی آشکار نرخ بهره وجود ندارد. شوک‌های پولی باعث می‌شوند که نرخ بهره‌های اسمی در هر دو کشور به یک اندازه تغییر کنند. «بِتز» و «دِوروکس»[3] (۲۰۰۰) با شامل‌سازی قیمت‌گذاری برای بازار، ازطریق قیمت‌گذاری ارز محلی (پول داخلی)، این مدل را بهبود داده‌اند. آن‌ها پی‌بردند که در این‌شرایط، توسعهٔ پولی می‌تواند منجر به کاهش تفاضل نرخ بهره، همراه با رشد ناگهان نرخ ارز گردد.

از طرف دیگر، ما از دو فرضیه شروع می‌کنیم؛ فرضیهٔ اول همان فرضیهٔ «فیشر»[4] (۱۹۳۰) است که بیان می‌کند: هر افزایشی در تورم پیش‌بینی شده باید با افزایش در نرخ بهره اسمی آن کشور مطابقت داشته باشد، فرضیهٔ فیشر یک فرضیهٔ معتبر است. فرضیهٔ دوم ما این است که نرخ بهرهٔ کشور اصلی به‌صورت برون‌زاد افزایش می‌یابد، نه این‌که به‌علت اختلالات در بازار پول افزایش‌یابد. پس افزایش در سطوح قیمت به‌علت کاهش تقاضا برای پول می‌تواند منجر به نرخ ارز بالاتری گردد؛ بنابراین نظریهٔ برابری قدرت خرید (PPP) رابطهٔ مثبتی را بین نرخ بهره و نرخ ارز پیش‌بینی می‌کند (هکر و همکاران، ۲۰۱۲؛ ۲۰۱۴). این مدل بر انعطاف‌پذیری کامل قیمت در بلندمدت متکی است. توجیه دیگری برای رابطهٔ مثبت بین نرخ بهره و نرخ ارز را می‌توان در یک رویکرد کینزی پیدا کرد. نرخ ارز بالاتر منجر به افزایش در موازنهٔ تجاری آن کشور می‌گردد. این مسأله به‌علت افزایش در تقاضای کل برای محصولات یک کشور در کوتاه‌مدت با قیمت‌های چسبنده، می‌تواند نرخ بهره آن کشور را افزایش دهد.

مدل تنظیم شده توسط «دورن بوش» (۱۹۷۶) ترکیبی از دو مدل کاملاً متضاد است. این مدل شامل چسبندگی قیمت در بازارهای تولید، به‌صورت یک ویژگی کوتاه‌مدت است. تعدیل قیمت در بلندمدت در راستای رساندن آن به یک تعادل جدید، ویژگی مشخصهٔ مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیر است. نرخ بهره و نرخ ارز در کوتاه‌مدت رابطهٔ منفی با هم دارند و این رابطه، نتیجهٔ شوک‌های پولی است؛ نرخ بهره و نرخ ارز در بلندمدت رابطهٔ مثبتی با هم دارند که این مستلزم قیمت‌های متغیر است.

۲-۵-۲. مطالعات تجربی

«ایچان بوم» و «ایوانز»[5] (۱۹۹۵) با استفاده از داده‌های به‌دست آمده از دورهٔ نرخ ارز انعطاف‌پذیر، اثبات کرده‌اند که شوک‌های گسترشی (انبساطی) به سیاست پولی منجر به کاهش بهای شدید و مداومی در نرخ‌های ارز اسمی و واقعی آمریکا، و هم‌چنین افزایش‌های شدید و مداوم در گسترش بین نرخ بهره‌های داخلی آمریکا و نرخ بهره‌های خارجی مختلف می‌گردد. یکی از ابزارهای سنجش شوک‌های سیاست پولی، شوک‌های تعامدی به نرخ صندوق‌های فدرال است. «دریزن» و «هابریچ»[6] (۲۰۰۶) پی‌بردند که در طی بحران مکانیزم نرخ ارز اروپا (ERM) در سال ۱۹۹۲، پیش‌بینی‌های ارز واکنش غیریکنواختی به افزایش‌های نرخ بهره نشان‌داد، که افزایش قیمت‌های کوتاه‌مدت با کاهش قیمت‌های بلندمدت ارزش‌های پیش‌بینی شدهٔ ارز همراه بود. در منطقهٔ یورو، نرخ ارز تأثیر منفی و البته

---

1. Redux
2. Absfeld & Ragoff
3. Betts & Devereux
4. Fischer
5. Eichanbaum & Evans,
6. Drazen & Hubrich

کوچکی برروی نرخ بهرهٔ بانک مرکزی اروپا بین سال‌های ۱۹۹۹ و ۲۰۱۰م. داشت؛ این نشان می‌دهد که بانک مرکزی اروپا بر نرخ‌های ارز متمرکز نبوده است، اگرچه در طی تصمیمات سیاسی آن‌ها را مدنظر قرار داده است (دِمیر، ۲۰۱۴).

مقالات تجربی (کالوو، ۲۰۰۱؛ کالوو و رینهارت، ۲۰۰۲؛ ۲۰۰۵؛ سِسپیدس و همکاران، ۲۰۰۴؛ ایچن‌گرین، ۲۰۰۶) بر تفاوت‌های مهم بین اقتصادهای پیشرفته و اقتصاد بازارهای نوظهور (EME) تأکید کرده‌اند. اقتصاد بازارهای نوظهور را می‌توان با خصوصیات روبه‌رو توصیف کرد: حضور دلار گزینی بدهی‌ها، مشکلات اعتبار، درجهٔ بالایی از تجربهٔ نرخ ارز، و عدم ایستایی در فرآیند تورم. این ویژگی‌های اختصاصی اقتصاد بازارهای نوظهور، مسئول درجهٔ نسبتاً پایینی از انعطاف‌پذیری نرخ ارز هستند، این پدیده‌ای است که «ترس از شناور شدن» نامیده می‌شود (کالوو و رینهارت، ۲۰۰۲). «کازورزی»[1] و همکاران (۲۰۰۷) اثبات کرده‌اند که همهٔ اقتصاد بازارهای نوظهور درجاتی از تجربهٔ نرخ ارز بالاتر از درجات مشاهده شده در اقتصادهای درحال توسعه را نشان نمی‌دهند. آن‌ها هم‌چنین تفاوت‌هایی بین اقتصاد بازارهای نوظهور پیدا کردند: میزان این تجربه در کشورهای واقع‌در مرکز و شرق اروپا، و آمریکای لاتین بالا می‌باشد، اما در بسیاری از اقتصادهای آسیایی پایین است. تحقیق دربارهٔ نمونه‌ای از بازارهای نوظهور بزرگ نشان‌داد که یک شوک سیاست پولی انقباضی منجر به افزایش مداوم قیمت در نرخ های ارز واقعی در تمام کشورها به‌جز آفریقای جنوبی می‌گردد (مالیک و سوسا، ۲۰۱۲)؛ به‌ویژه اگر مورد روسیه را درنظر بگیریم، تمرکز سیاست پولی برروی پایداری نرخ ارز است، نه برروی پایداری قیمت؛ بنابراین نرخ‌های بهره بیشتر به شوک‌های نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند (گرانویل و مالیک، ۲۰۱۰).

«ویتهسونتی»[2] (۲۰۱۴) رابطهٔ بین نرخ ارز و نرخ بهره را در دورهٔ ۲۰۱۱-۲۰۰۳م. در تایلند بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که در طی دوره‌های تفاضلات نرخ بهرهٔ بالا، یک افزایش غیرمترقبه در نرخ سیاست منجر به کاهش قیمت اساسی بات (واحد پول تایلند)[1] نسبت به دلار آمریکا و پوند بریتانیا می‌گردد.

«هناتکوسکا»[3] و همکاران (۲۰۱۳) پی‌بردند که رابطهٔ بین نرخ بهره و نرخ ارز یک رابطهٔ غیریکنواخت است. آن‌ها خصوصاً مشاهده کردند که واکنش نرخ ارز به اندازهٔ افزایش نرخ بهره و به سطح اولیهٔ نرخ بهره بستگی دارد.

«چین» و «مِردیت»[4] (۲۰۰۴؛ ۲۰۰۵) رابطهٔ مثبتی را بین لگاریتم نرخ ارز و تفاضل نرخ بهره با استفاده از داده‌های اوراق قرضهٔ موعد کوتاه و داده‌های اوراق قرضهٔ موعد بلند پیدا کردند. آن‌ها در هنگام استفاده از داده‌های موعد بلند، رابطهٔ مثبتی را بین این متغیرها پیدا کردند، اما در هنگام استفاده از داده‌های موعد کوتاه، نتایج مغایری را پیدا کردند؛ «فلاد» و «تیلور»[5] (۱۹۹۶) از داده‌های اوراق قرضهٔ موعد متوسط (میان‌مدت) استفاده کردند و رابطهٔ مثبتی را برآورد کردند، اما در هنگام استفاده از داده‌های اوراق قرضهٔ متوسط، رابطهٔ منفی را پیدا کردند.

«چوی» و «پارک»[6] (۲۰۰۸) رابطهٔ بین نرخ‌های بهره و نرخ‌های ارز در طی دورهٔ بحران آسیا را با استفاده از مدل VAR بررسی کردند؛ آن‌ها استفاده از یک سیاست پولی کساد (نرخ بهره‌های بالا) در تثبیت نرخ‌های ارز را

---

1. Ca’ Zorzi
2. Vithessonthi
3. Hnatkovska
4. Chinn & Meredith
5. Flood & Taylor
6. Choi & Park

رد کردند. «باسورتو» و «گاش»[1] (۲۰۰۱) با استفاده از یک مدل پولی استاندارد برای تعیین نرخ ارز، نشان‌دادند که سیاست پولی کساد در حقیقت با ترقی نرخ ارز در طی بحران‌های ارز در سال ۱۹۹۷م. در سه کشور آسیایی، و در طی بحران ارز در مکزیک در سال ۱۹۹۴م. همراه بود.

«باتیستا»[2] (۲۰۰۳) تعامل «نرخ بهره–نرخ ارز» را با استفاده از یک تحلیل هم‌بستگی مشروط پویا (DCC) بررسی کرده است؛ این یک روش GARCH چند متغیری با داده‌های هفتگی فیلیپین از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰م. است. نتایج نشان می‌دهد که هم‌بستگی بین این متغیرها به‌هیچ عنوان ثابت نیست. در ترکیه، شوک‌های فراریت تغییرات ناگهانی را در هم‌بستگی‌های پویای نرخ بهره و بازارهای ارز خارجی ایجاد کردند، اما این تغییرات فقط در کوتاه‌مدت ایجاد شدند. این رفتار در بلندمدت پایدار نبود (سِنسوی و سوباسی، ۲۰۱۴).

بعضی از مقالات رابطهٔ بین نرخ‌های ارز و نرخ‌های بهره را با استفاده از «تجزیه و تحلیل مبتنی‌بر موجک» مورد تحلیل قرار داده‌اند. تجزیه و تحلیل مبتنی‌بر موجک، این مزیت را دارد که می‌تواند سری‌های زمانی را به مقیاس‌های زمانی مختلف تجزیه کند؛ به‌طوری‌که رابطهٔ بین متغیرها را بتوانیم در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت تحلیل کنیم (هکر و همکاران، ۲۰۱۲؛ ۲۰۱۴). «هکر» و همکاران (۲۰۱۴) از تجزیه و تحلیل مبتنی‌بر موجک برای بررسی علیت بین نرخ نقدی ارز (نرخ روز ارز) و تفاضل نرخ بهرهٔ اسمی برای هفت جفت کشور استفاده می‌کنند. نرخ بهره‌های استفاده شده در این مطالعه، میانگین‌های ماهیانه هستند که از اسناد خزانهٔ سه ماهه به‌دست می‌آیند، و نرخ‌های ارز هم میانگین قیمت‌های مورد مطالبه (فروشنده) هستند. آن‌ها از آزمون‌های فهمیدند که شواهد تقویتی وجود دارد که تفاضل نرخ بهرهٔ اسمی سبب افزایش نرخ ارز می‌شود، وقتی که مقیاس زمانی موجک افزایش می‌یابد؛ هم‌چنین در هنگام بررسی واکنش‌های آنی (تکانی) به نحوهٔ تأثیرگذاری تفاضل نرخ بهره بر نرخ ارز، به‌نظر می‌رسد که شواهدی برای روابط منفی‌تر در مقیاس‌های زمانی کوتاه‌تر، و روابط مثبت‌تر در مقیاس‌های زمانی بلندتر وجود داشته باشد.

«آندریش»[3] و همکاران (۲۰۱۴) الگوهای حرکت هم‌زمان نرخ بهره، قیمت سهام، و نرخ ارز در هند را برای دورهٔ ژوئیه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۰ اثبات کرده‌اند؛ آن‌ها از روش‌شناسی مبتنی‌بر موجک استفاده کرده‌اند. یافته‌های تجربی آن‌ها نشان می‌دهد که جفت «نرخ بهره–نرخ ارز» به‌صورت متناوب، اما فقط برای فاصلهٔ زمانی کوتاهی (۲۰۰۵–۲۰۰۷م.) برقرار بود؛ این نشان می‌دهد که مقامات پولی از هر دو کانال به‌عنوان یک مکانیزم انتقال پولی استفاده کرده‌اند. بحران مالی بین‌المللی، هیچ الگویی را از این حرکت هم‌زمان نشان نداده است.

«والکر» (۲۰۲۰) به بررسی رابطهٔ بین تغییرات نرخ بهره و بازده سهام کشور اسپانیا برمبنای موجک برای دورهٔ زمانی ژانویه ۱۹۹۳ تا دسامبر ۲۰۲۰ پرداختند که در این مطالعه از تبدیل موجک HTW استفاده کرده‌اند و نتیجه گرفتند که تغییرات در بازدهی‌های اوراق قرضهٔ ۱۰ سال دولت اسپانیایی به‌نظر می‌رسد که اثر کمی روی بازده سهام یک گروه گسترده از صنایع مانند: مواد شیمیایی و کاغذ، مالی، ساخت‌وساز و بهداشت دارد در مقابل بر خدمات شهری، بانک‌داری، غذا و نوشیدنی و املاک و مستغلات تأثیر چشمگیری دارد؛ هم‌چنین ارتباط بین تغییرات

---

1. Basurto & Ghosh
2. Bautista
3. Andrieș

در نرخ بهره و بازده حقوق صاحبان سهام در مقیاس‌های کوتاه‌تر ضعیف و همین ارتباط در بلندمدت به تکرارهای پایین قوی‌تر شده است؛ هم‌چنین نتیجه گرفتند که نقش نرخ بهره به عنوان یک عامل اصلی عملکرد بازار سهام اسپانیا فقط در درازمدت و برای صنایع خاص حفظ می‌شود.

۳. روش پژوهش

در این تحقیق سعی‌داریم با ارائه تحلیل موجک (تحلیل اکونو فیزیک) به تبیین مجدد ارتباط میان نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های در دسترس ماهانه مستخرج از بانک‌های اطلاعاتی اداره حساب‌های اقتصادی، حساب‌های ملی بانک مرکزی و بانک داده‌های جهانی بپردازیم. از ویژگی مهم موجک‌ها می‌توان به قابلیت بالای آن‌ها در تحلیل پویایی رابطهٔ علیت بین سری‌های زمانی اشاره کرد. از آنجا که طول موجک به‌طور بهینه در مقیاس‌های مختلف زمانی تغییر می‌کند، امکان بررسی هم زمان علیت کوتاه‌مدت و علیت بلندمدت بین سری‌های زمانی اقتصادی فراهم می‌شود. روش مطالعهٔ این تحقیق به‌لحاظ هدف از نوع تحقیق کاربردی و به‌لحاظ تجزیه و تحلیل از نوع تحقیقات تحلیلی است.

۳-۱. تحلیل موجک و روش‌ها

تبدیل موجک، ابزاری بسیار کارا برای مواجهه با خواص نامانایی سری‌های زمانی است. استفاده از روش موجک در تحلیل مالی مزایای عمده‌ای دارد. به‌طور خلاصه می‌توان آن‌ها را در سه بخش عمده دسته‌بندی کرد؛ اول این‌که می‌توانیم مستقیماً به مطالعهٔ سری‌های زمانی نامانا بپردازیم. ثانیاً می‌توانیم خواص کوتاه‌مدت موضعی را در رفتار مالی بررسی کنیم. ثالثاً می‌توانیم مدل‌ها و رفتارهای مالی را در زمان مقیاس‌های متفاوت مقایسه کنیم.

به‌طورکلی می‌توان گفت که تحلیل موجک نسخهٔ اصلاح شده و پالایش‌شدهٔ تحلیل «فوریه» است. قبل از ظهور تحلیل فوریه، دانشمندان سیگنال‌ها (سری‌های زمانی) را تنها با مطالعه در حوزهٔ زمان بررسی می‌کردند. گرچه این‌کار ما را قادر می‌کند تا به بسیاری از خواص تکرار شونده در سری‌های زمانی پی‌ببریم، اما در تحلیل سیگنال‌های پیچیده با اجزای چندگانه عاجز خواهیم بود. به‌کارگیری تابع خود هم‌بستگی در سری‌های زمانی ما را قادر می‌کند که اطلاعاتی در مورد فرکانس‌های موجود در سیگنال به‌دست آوریم. با این‌وجود این تکنیک‌ها مقدار محدودی اطلاعات در اختیار ما قرار می‌دهند (پرسیوال[1] و والدن[2]؛ ۲۰۰۰). نیاز به به‌دست آوردن اطلاعات بیشتر از سری‌های زمانی به شاخه‌ای از ریاضیات منجر شد که در آن هر سیگنال با استفاده از یک سری توابع متعامد بازنمایی می‌شود. ریشهٔ این مسأله به تحقیقات ژوزف فوریه برمی‌گردد. تفاوت بین فوریه معمول (موج سینوسی) و یک موجک در خاصیت موضعی شدن[3] است. موج سینوسی تنها در حوزهٔ فرکانس موضعی می‌شود؛ درحالی‌که موجک هم در حوزهٔ فرکانس و هم در حوزهٔ زمان موضعی می‌شود.

---

1. Percival
2. Walden
3. Localization

۳-۲. تبدیل فوریه

در سال ۱۸۰۷م. ریاضی‌دان فرانسوی، «ژوزف فوریه»[1] اثبات کرد که هر تابع متناوب با دورهٔ تناوب (2π) را می‌توان به‌صورت مجموعی از سینوس‌ها و کسینوس‌ها بیان کرد. سری فوریه و ضرایب آن با استفاده از فرمول زیر به‌دست می‌آید (شلیچر، ۲۰۰۲):

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^{\infty} (a_k \cos(kx) + b_k \sin(kx)) \qquad (۱۹)$$

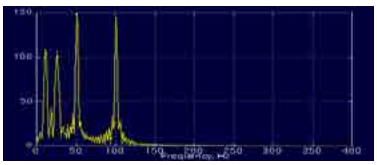
که در فرمول فوق داریم:

$$b_k = \int_0^{2\pi} f(x) \sin(kx)\, dx \qquad ^{9}a_k = \int_0^{2\pi} f(x) \cos(kx)\, dx \qquad (۲۰)$$

با استفاده از قاعدهٔ «اویلر» که بیان می دارد $i = \sqrt{-1}$; $e^{ix} = \cos(x) + i \sin(x)$، تبدیل فوریه که به‌شکل زیر بیان می‌شود به‌عنوان پلی بین حوزهٔ زمان و حوزهٔ فرکانس عمل می‌کند:

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{-i\omega x} \qquad (۲۱)$$

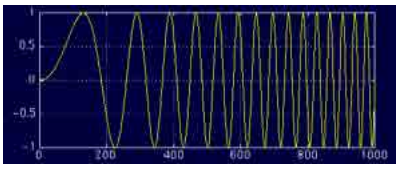
به‌عنوان مثال، تبدیل فوریه سری شکل ۱ در شکل ۲ دیده می‌شود. دقت شود که در تبدیل فوریه سری، مشخص نیست که محتوای فرکانسی موجود در سری چه موقعی از زمان رخ می‌دهد.



شکل ۱: تبدیل فوریه سری

Fig. 2: Fourier transform of the series

(حسینی‌نسب و خضری، ۱۳۹۰).



شکل ۳: سری نامانا

Fig. 3:un stationary series

(حسینی‌نسب و خضری، ۱۳۹۰).

۳-۳. تبدیل فوریه پنجره‌ای (WFT)[2]

این تابع پنجره‌ای ابتدا در نقطهٔ شروع سیگنال قرار می‌گیرد؛ یعنی تابع پنجره‌ای در t = 0 قرار می‌گیرد؛ سپس سیگنال و تابع پنجره‌ای در هم ضرب می‌شوند. با این‌کار ما تنها بخشی از سیگنال را که به اندازهٔ پهنای پنجره است، انتخاب کرده‌ایم؛ حال سیگنال حاصل از ضرب تابع پنجره در سیگنال اصلی خود سیگنال جدیدی است که باید تبدبل فوریه بر آن اعمال شود. اگر سیگنال در این پهنا مانا باشد (که فرض کردیم این‌گونه است) حاصل این تبدیل بازنمایی فرکانس صحیحی از سیگنال اصلی در پهنای پنجره به ما ارائه می‌دهد. گام بعدی حرکت دادن این پنجره در طول زمان به موقعیت جدید، ضرب تابع پنجره در سیگنال اصلی و اعمال تبدیل فوریه بر حاصل‌ضرب است. این فرآیند تکرار می‌شود تا به انتهای سیگنال برسیم. فرمول زیر، فرآیندهای فوق را در یک خط خلاصه می‌کند:

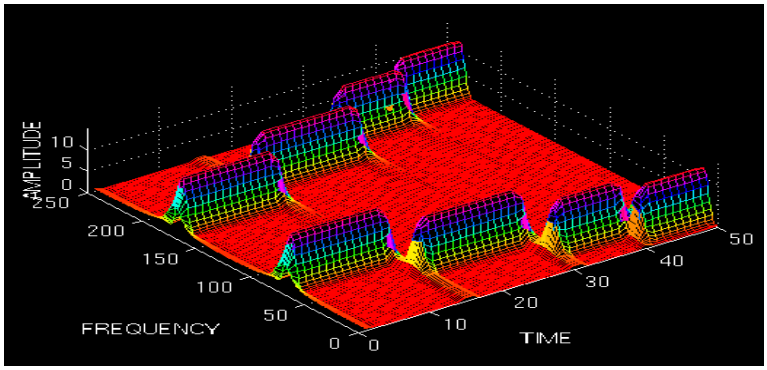
---

[1]. Joseph Fourier

[2]. Windowed Fourier Transform

$$WFT_X^{(\omega)}(t', f) = \int_t [x(t) \quad \omega^*(t - t')]. \, e^{-i2\pi ft} \, dt \qquad (۲۲)$$

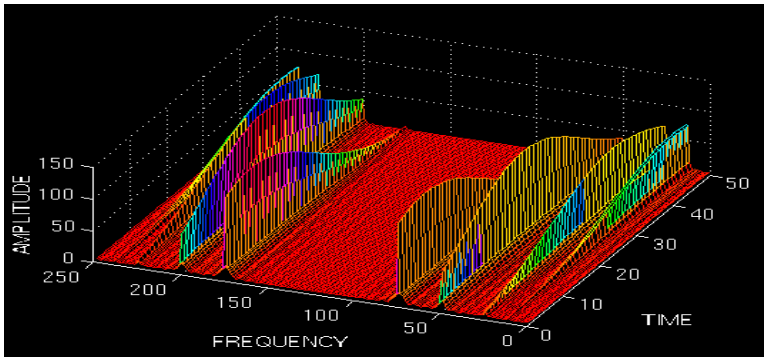
در فرمول فوق x(t) سیگنال اصلی، $\omega(t)$ تابع پنجره و علامت * نشان‌دهندهٔ مزدوج مختلط آن است. همان‌گونه که از معادلهٔ فوق مشخص است، تبدیل فوریه پنجره‌ای چیزی نیست جز همان تبدیل فوریه که در یک تابع پنجرهٔ ضرب شده است. به ازای هر مقدار جدید t' و f یک ضریب تبدیل فوریه پنجره‌ای جدید محاسبه می‌شود؛ با این‌وجود تبدیل فوریه پنجره‌ای مشکل دقت دارد. این مسأله در شکل‌های ۳ و ۴ کاملاً واضح است. در اینجا بایستی الزاماتی برای پهنای پنجره تعیین شود. تبدیل موجک، راه‌حل این مشکل است (شلیچر، ۲۰۰۲).



شکل ۴: نمودار فرکانس-زمان

Fig 4: Frequency-time diagram

همان‌طورکه در شکل مشخص است نمودارها در بازهٔ فرکانس ازهم به وضوح تفکیک شده‌اند، اما در محور زمان هم‌پوشانی‌هایی دارند که نشانگر این است که وقتی پهنای پنجرهٔ بالا باشد، دقت در حوزهٔ زمان پایین و در حوزهٔ فرکانس بالا است (حبیب‌دوست و جلائی، ۱۳۹۱).



شکل ۵: نمودار فرکانس-زمان

Fig 5: Frequency-time diagram

همان‌طورکه در شکل مشخص است نمودارها در بازهٔ زمان از هم به‌وضوح تفکیک شده‌اند، اما در محور فرکانس هم‌پوشانی‌هایی دارند که نشانگر این است که وقتی پهنای پنجره کم باشد دقت درحوزهٔ زمان بالا و در حوزهٔ فرکانس پایین است (حبیب‌دوست و جلائی، ۱۳۹۱).

۳-۴. تبدیل موجک پیوسته (CWT)[1]

تبدیل موجک، سری زمانی را به نسخه‌های برگردانده شده و بسط داده شده از موجک مادر تقسیم می‌کند که به‌خوبی در حوزهٔ زمان و فرکانس (نوسانات متغیر موردنظر در افق‌های زمانی متفاوت) موضعی شده است. در این روش، سری‌های زمانی می‌توانند به فضای زمان فرکانس بسط داده شوند که در آن نوسانات زمان یا فرکانس به روش شهودی و مستقیم مشاهده می‌شود. اغلب دو طبقه از انتقال موجک وجود دارد. انتقال موجک گسسته DWT و انتقال موجک پیوستهٔ DWT که برای کاهش نویز و فشردگی داده‌ها مور استفاده قرار می‌گیرد درحالی‌که CWT برای استخراج ویژگی‌ها و کشف خود مشابهتی داده‌ها مفید است است (گرینستد و همکاران ۲۰۰۴؛ لو، ۲۰۱۳)؛ بنابراین CWT به‌طور گسترده‌ای در اقتصاد و امور مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد (اگوار کونراریا و همکاران، ۲۰۰۸؛ روا، ۲۰۱۲) با وجود وجود سری زمانی $X(t)\epsilon L^2(R)$، CWT آن با توجه به موجک مادر $\psi\tau,S(t)$ به‌عنوان ضرب داخلی $X(t)$ در خانواده $\psi\tau,S(t)$ از موجک‌های به اصطلاح دختر تعریف می‌شود:

$$Wx,\boldsymbol{\psi}(\tau,S)=(x(t),\psi\tau,S(t))=\int_{-\infty}^{+\infty}x(t)\psi^{*}\tau S \qquad (۲۳)$$

که در آن علامت ستاره* ترکیب پیچیده‌ای را نشان می‌دهد؛ به‌عبارت دیگر، $\psi^{*}\tau S$ توابع ترکیبی پیچیده‌ای از توابع موجک دختر $\psi T,S(t)$ است؛ همان‌طورکه در بالا بدان اشاره شد $\psi\tau,S(t)$ از موجک مادر $\psi(t)$ در طول تجزیه است؛ به‌طوری‌که

$$\psi\tau,S(t)=)=|S|^{-1/2}\psi(\frac{t-\tau}{S}),\tau,S\epsilon R,S\neq 0 \qquad (۲۴)$$

تفاوت پارامتر مقیاس موجک s دلالت بر موجک مادر فشرده ($s<1$) یا کشیده ($s>1$) در میان فرکانس‌ها دارد؛ درحالی‌که بازگرداندن آن در طول شاخص زمان موضعیτ دلالت بر انتقال وضعیت موجک $\psi\tau,S(t)$ در زمان دارد. در این روش، می‌توان تصویری ساخت که هم دامنهٔ نوسان هر ویژگی موجود در $X(t)$ را در مقابل مقیاس مختلف نشان دهد، و هم این‌که این دامنهٔ نوسانی چگونه در طول زمان تغییر می‌کند (تورنس و کمبو، ۱۹۸۸)؛ علاوه‌بر این از آنجایی‌که هم s و هم τ مقادیر واقعی هستند که به‌طور مداوم تغییر می‌کنند (با قید$s\neq 0$)؛ بنابراین $Wx,\Psi(\tau,S)$ به‌عنوان موجک پیوسته نام‌گذاری می‌شود. برای موجک مادر CWT، $\psi,(t)$ باید دو ویژگی را حتماً داشته باشد. $X(t)\epsilon L^2(R)$، و دیگری شرط قابل‌قبول بودن که عبارت است از:

$$0<C_{\psi}=\int_{-\infty}^{+\infty}\frac{|\psi(f)|^2}{|f|}df<+\infty \qquad (۲۵)$$

که در آن $\psi(f)$ انتقال فوریه موجک مادر $\psi(t)$ است و f فرکانس فوریه است. با نگاهی به فرمول مشخص است که $C\psi$ از f مستقل است و تنها با موجک $\psi(t)$ تعیین می‌شود این بدان‌معناست که $C\psi$ مقداری ثابت برای هر تابع موجک مادر داده شده است، که ثابت قابل‌قبول نیز نامیده می‌شود. اهمیت شرط قابل‌قبول بودن این است که امکان بهبود سری زمانی $x(t)$ از CWT یعنی $Wx,\psi(T,S)$ را به‌صورت زیر تأمین می‌کند:

$$x(t)=\frac{1}{C\psi}\int_{-\infty}^{+\infty}[\int_{-\infty}^{+\infty}W_{x,\psi}(\tau,s)\psi s_{s,\tau}(t)d\tau]\frac{ds}{S^2},S\neq 0 \qquad (۲۶)$$

[1]. Continuous Wavelet Transform

یعنی در این روش می‌توانیم از X(t) به CWT برسیم و از CWT به X(t) بازگردیم؛ لذا می‌توان پذیرفت که X(t) و Wx,Ψ(T,S) دو ارائه متفاوت از عبارت ریاضی یکسان است. مهم‌تر این‌که انرژی اصلی X(t) می‌تواند ازطریق انتقال موجک به‌صورت زیر حفظ شود.

$$\|x\|^2 = \frac{1}{C\psi}\int_{-\infty}^{+\infty}\left[\int_{-\infty}^{+\infty}|W_x(\tau,s)|^2\psi s_{s,\tau}(t)d\tau\right]\frac{ds}{S^2} \qquad (۲۷)$$

که در آن $\|x\|$ به‌عنوان انرژی X(t) تعریف می‌شود.

انواع مختلفی از موجک مادر وجود دارد که برای اهداف مختلف در دسترس است؛ مانند: هار، مورلت، دابچیز، مکزیکن هت، و... پرکاربردترین موجک مادر برای رسیدن به هدف استخراج ویژگی، موجک مورلت است که برای اولین‌بار از سوی «گاپیلاد» و همکاران (۱۹۸۴) مطرح شد؛ نسخهٔ تسهیل شده آن به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\psi(t)=\pi^{-\frac{1}{4}}e^{i\omega 0t}e^{\frac{-t^2}{2}} \qquad (۲۸)$$

که در آن $\pi^{-1/4}$ انرژی واحدی را برای موجک مادر تضمین می‌کند. علاوه‌بر این ω_0 فرکانس بی بعد است و معمولاً در عمل برابر ۱ قرار می‌گیرد؛ چراکه این مقدار می‌تواند تضمین کند که موجک مورلت تقریباً موجکی تحلیلی است و تفسیر رابطهٔ میان مقیاس s و فرکانس فوریه f را آسان می‌کند.

۵-۳. طیف قدرت موجک

در نظریهٔ موجک، طیف قدرت موجک سری زمانی X(t) با Wx,Ψ(τ,S) داده شده که طیف قدرت موجک خودکار نامیده می‌شود. این طیف می‌تواند به‌عنوان معیار واریانس موضعی برای X(t) در هر فرکانس تفسیر شود. از آنجایی‌که انتقال بین موجک دو سری زمانی X(t) و y(t) که اولین‌بار «هاجینز» و همکاران (۱۹۹۳) آن را مطرح کردند، طیف قدرت بین موجک به‌صورت ذیل نوشته می‌شود و معیار هم‌بستگی میان x و y در هر فرکانس را ارائه می‌دهد (تورنس و کمپو، ۱۹۹۸).

$$|Wxy,\psi(\tau,s)|^2 = |\psi y,\psi*(\tau,s)|^2|Wx,\psi(\tau,s)|^2 \qquad (۲۹)$$

بنابراین در نمودارهای طیف قدرت موجک، نقاطی که با رنگ قرمز و با خطوط پر رنگ مشکی مشخص شده‌اند، نواحی هستند که در مقیاس زمانی مربوطه خود، بیشترین واریانس و یا نوسانات را دارا بوده‌اند؛ هم‌چنین نواحی خارج از منحنی‌های مخروطی شکل، نقاطی هستند که تفسیر آن‌ها به‌راحتی امکان‌پذیر نیست و با احتیاط بیشتری می‌بایست، تفسیر شوند.

۶-۳. هم‌بستگی موج و اختلاف فاز

در تحلیل ارتباط پویا میان رشد پول و تورم، توجه به هم‌بستگی (هم‌دوسی) موجک و اختلاف فاز بسیار ضروری‌ست. هم‌بستگی موجک را می‌توان با استفاده از طیف بین موجی و طیف‌های موجک خودکار به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$R_{xy}^2(\tau,s) = \frac{|s(S^{-1}w_{xy,\psi}(\tau,s)|^2}{S|S^{-1}|w_{x,\psi}(\tau,s)|^2 S|S^{-1}|w_{y,\psi}(\tau,s)|^2|} \qquad (۳۰)$$

هم‌بستگی موجک مورد مطالعه به‌صورت توان دوم ارائه شده است. هم‌بستگی موجکی اگرچه هم‌بستگی را در مقیاس زمانی مختلف نشان می‌دهد، اما از پاسخ به این پرسش که کدام متغیر، علت ایجاد تغییر در متغیر دیگری بوده است را نشان نمی‌دهد. این پاسخ توسط نمودارهای هم‌دوسی و جهت‌های اختلاف فازی موجود در این نمودارها داده می‌شود. با توجه به روش تبدیل طیف بسامدی فوریه، هم‌دوسی موجکی را می‌توان به‌صورت نسبت طیف بسامدی متقاطع دو سری زمانی به ضرب طیف بسامدی هر یک از سری‌های زمانی تعریف کرد (کونراریا و همکاران، ۲۰۰۸؛ روا، ۲۰۱۲)؛ به‌عبارت ساده‌تر خود هم‌بستگی در فضای زمانی سری زمانی تعریف می‌شود و هم‌دوسی، همان خودهم‌بستگی اما در فضای بسامدی سری زمانی تعریف می‌شود. در هم‌دوسی می‌توان به خود هم‌بستگی در مقاطع زمانی خاص و هم‌زمان به مقیاس‌های زمانی خاص دست‌یافت. در رابطهٔ (۱۲) متغیر S یک عمل‌گرای هم‌وارساز است؛ لذا پس از هم‌وارسازی، هم‌بستگی موجک توان دوم مقداری بین ۰ و ۱ را در فضای زمان–فرکانس اختیار می‌کند. در تصاویر هم‌بستگی موجک این موضوع با رنگ‌ها نشان داده شده است؛ قرمز نشان‌دهندهٔ بستگی قوی و آبی نشان‌دهندهٔ هم‌بستگی ضعیف است. در این روش، هم‌دوسی موجک منجر به تحلیل سه بُعدی می‌شود که می‌تواند هم‌زمان مؤلفه‌های زمان و فرکانس و نیز میزان هم‌بستگی را نشان دهد؛ بنابراین، به ما کمک می‌کند تا هم‌بستگی موضعی را میان نرخ ارز واقعی و نرخ بهرهٔ واقعی از هم متمایز سازیم و تغییرات ساختاری در طول زمان و ارتباطات کوتاه و بلندمدت میان فرکانس‌ها را شناسایی کنیم. از آنجایی‌که هم‌بستگی موجک به‌صورت توان دوم است، نمی‌توانیم میان هم‌بستگی‌های مثبت و منفی تمایز قائل شویم؛ بنابراین نیاز به ابزار اختلاف فاز است تا پیشنهادهای مثبت یا منفی درمورد هم‌بستگی‌ها و ارتباطات پیشروی–پسرو میان سری‌های زمانی را ارائه دهد؛ ازطرفی چون موجک مورلت تابع پیچیده‌ای است، CWT نیز با توجه به این نوع از موجک مادر، بسیار پیچیده و به دو قسمت واقعی و موهومی تقسیم می‌شود؛ بنابراین بر پایهٔ کار «بلوم فیلد» و همکاران (۲۰۰۴) اختلاف فاز میان x و y به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\phi_{xy} = \tan^{-1}\left(\frac{\Im\{S(s-1Wxy,\psi(\tau,s))\}}{\Re\{S(s-1Wxy,\psi(\tau,s))\}}\right), \text{with } \varphi_{xy}\epsilon[-\pi,\pi] \qquad (۳۱)$$

که در آن J و R به‌ترتیب بخش‌های موهومی و واقعی انتقال میان موجکی هستند؛ بنابراین به‌دنبال کار «ویسولسکو» و «اوزوسکین»[1] (۲۰۱۲) و نیز «اگوارکونراریا» و «سورس» (۲۰۱۳) می‌توانیم به سادگی اختلاف فاز را به وقفهٔ زمانی میان x و y تبدیل کنیم، به‌طوری‌که:

$$(\Delta t)_{xy} = \frac{\varphi_{xy}}{2\pi f} \qquad (۳۲)$$

که در آن $2\pi f$ فرکانس زاویه‌ای با توجه به مقیاس زمانی s است، یعنی فرکانس معمول ω فوریه به‌صورت ω_ψ $f = 1/2\pi s$ است.

توجه کنید که ω_ψ نشان‌دهندهٔ فرکانس موجک مادر یا به‌عبارتی فرکانس بدون بعد $\omega 0$ موجک مورلت است. با استفاده از f با انتخاب $\omega 0=1$ ، f به‌دست می‌آید؛ بنابراین وقفهٔ زمانی (Δt) به‌صورت زیر است:

$$(\Delta t)_{xy} = \frac{\varphi_{xy}, S}{2\pi} \qquad (۳۳)$$

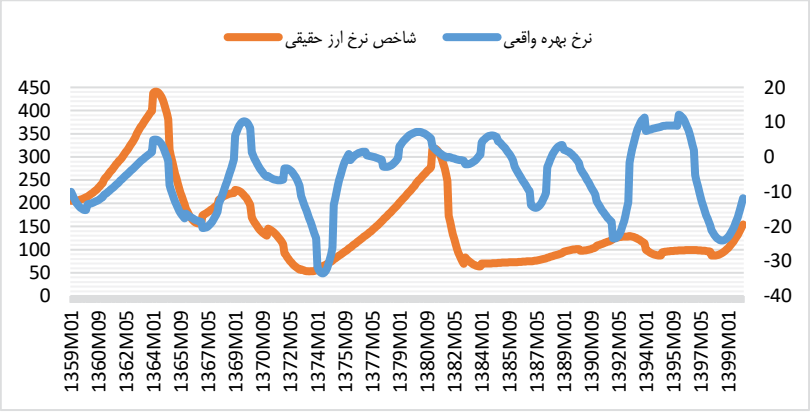
[1]. Visolsko & Ozoskin

در این مطالعه سعی‌بر این است تا اختلاف فاز به‌صورت بردارهایی در نمودارهای وابستگی موجک نشان داده شود. بردارهایی که به‌سمت راست هستند (x و y) در فاز قرار دارند (یا به‌صورت مثبت با هم ارتباط دارند)؛ درحالی‌که بردارهایی که به‌سمت چپ هستند، یعنی x و y خارج از فاز هستند. (یا ارتباط منفی دارند) بردارهایی که به‌سمت سایر جهات هستند به‌معنای ارتباطات پیشروی–پسرو میان آن‌ها است؛ به‌عبارت دیگر، اختلاف می‌تواند رابطهٔ علّیت میان x و y را نشان دهد.

۴. توصیف داده‌ها و نتایج تجربی

در این مطالعه برای بررسی هم‌دوسی بین نرخ ارز واقعی (داده‌های مربوط به نرخ ارز مؤثر مرتبط با دورهٔ مورد مطالعه از سایت بانک جهانی استخراج و پس از کسر نرخ تورم از آن تبدیل شد به نرخ ارز مؤثر واقعی) و نرخ بهرهٔ واقعی (نرخ سود واقعی تسهیلات) (نرخ سود تسهیلات از سایت بانک مرکزی و وزارت اقتصاد و دارای استخراج سپس نرخ تورم از آن کسر گردید) در ایران و تحلیل رابطهٔ علّی و معلولی بین آن‌ها از داده‌های ماهانه نرخ ارز مؤثر واقعی ونرخ سود واقعی تسهیلات برای بازهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. در ادامه، ابتدا روند متغیرهای پژوهش بررسی‌شده و سپس ایستایی و هم‌انباشتگی متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. در ادامه با استفاده از آزمون علّیت طیفی به بررسی وجود و جهت علّیت متغیرها طی دوره‌های مختلف زمانی پرداخته می‌شود. درنهایت با استفاده از رویکرد تحلیل موجک رابطهٔ بین نرخ بهرهٔ حقیقی و شاخص نرخ ارز حقیقی در فرکانس‌های مختلف زمانی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد.

۴-۱. بررسی روند متغیرها



نمودار ۱: روند شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره حقیقی

Diag. 1: The trend of real exchange rate and real interest rate index

در نمودار ۱ روند نرخ ارز حقیقی (نرخ ارز مؤثر واقعی) و نرخ بهرهٔ واقعی (نرخ سود واقعی تسهیلات) طی فروردین ۱۳۵۹ تا اسفند ۱۳۹۹ ارائه شده است. محور سمت چپ نمودار تغییرات شاخص نرخ ارز حقیقی و محور سمت راست نرخ بهرهٔ حقیقی را نشان می‌دهد.

همان‌طورکه مشاهده می‌شود تا سال ۱۳۶۶ این دو متغیر هم‌حرکتی بالایی دارند؛ اما با تعیین دستوری نرخ سود در شبکهٔ بانکی و تثبیت نرخ ارز رسمی و به‌دنبال آن شوک‌های ارزی، ارتباط این دو متغیر در سایر سال‌های مورد بررسی به‌شدت تضعیف شده است؛ همان‌طورکه در نمودار مشاهده می‌شود با خروج آمریکا از معاهدهٔ برجام ابتدا نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران افزایش یافت و در ادامه با تشدید کسری بودجهٔ دولت و افزایش انتشار اوراق دولتی، سیاست‌گذار پولی چاره‌ای جز افزایش نرخ سود نداشته است.

۴-۲. آزمون مانایی متغیرها

با توجه به تواتر ماهانه داده‌های پژوهش باید از آزمون ایستایی مختص این داده‌ها استفاده کرد؛ به این‌منظور از آزمون «هیلبرگ»[1] و همکاران (۱۹۹۰) موسوم به «YGEH» استفاده شده است. سطح معناداری این آزمون توسط شبیه‌سازی «مونت‌کارلو» محاسبه شده است. نتایج آزمون مانایی متغیرهای موردمطالعه در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون مانایی برای داده‌های ماهانهٔ پژوهش

Tab. 1: stationary test for monthly research data

آماره آزمون		سطح معناداری شبیه سازی شده	
فرض صفر	شاخص نرخ ارز حقیقی	نرخ بهره حقیقی	شاخص نرخ ارز حقیقی	نرخ بهره حقیقی
ریشه واحد غیر فصلی و ماهانه	-۲.۹۵۳	-۴.۴۱۱	۰.۱۵۸	۰.۱۰۵
ریشه واحد (دوماهه)	-۸.۳۴۵	-۸.۵۳۳	۰.۰۰۶	۰.۱۰۵
ریشه واحد (سه‌ماهه)	۶۱.۰۲۱	۶۱.۶۱۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
ریشه واحد (چهارماهه)	۸۳.۲۹۹	۸۷.۰۴۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
ریشه واحد (۱۲ ماهه)	۷۴.۲۳۴	۷۴.۸۸۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰

نتایج آزمون مانایی متغیرها نشان می‌دهد هر دو متغیر در برخی از فرکانس‌ها نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده و انباشته از مرتبهٔ اول I(۱) می‌باشند؛ در نتیجه باید قبل از بررسی روابط بین متغیرها از وجود هم‌انباشتگی آن‌ها اطمینان حاصل کرد.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی «یوهانسن» بدون حضور عرض از مبدأ و روند خطی در رابطهٔ هم‌انباشتگی در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. بررسی وجود بردار هم انباشتگی بین نرخ بهره حقیقی و شاخص نرخ ارز حقیقی

Tab. 2: Investigating the existence of the coaccumulation vector between the real interest rate and the real exchange rate index

	آمارهٔ اثر	مقدار بحرانی	سطح معناداری
هیچ رابطهٔ هم‌انباشتگی وجود ندارد	۲۱.۹۸۰	۱۲.۳۲۱	۰.۰۰۰۹
حداقل یک رابطهٔ هم‌انباشتگی وجود دارد	۱.۵۹۹	۴.۱۳۰	۰.۲۴۱۸

[1]. Hilberg

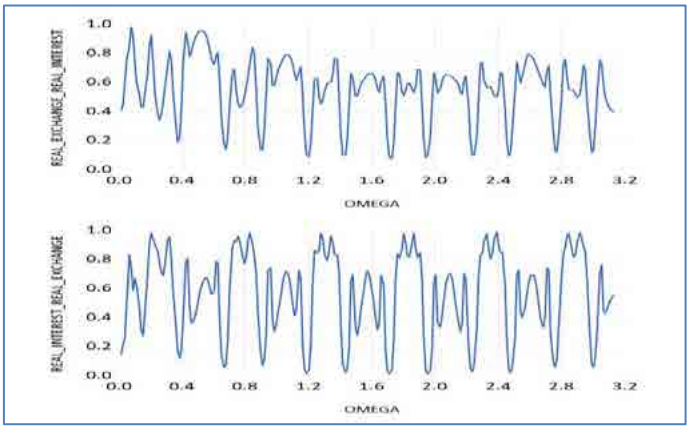
۴-۳. تحلیل آزمون علّیت گرنجری برحسب فرکانس

محور عمودی، سطح احتمال رد فرضیهٔ صفر مبنی وجود نداشتن رابطهٔ علّی ازمتغیر دوم به متغیر اول را نشان می‌دهد. محور افقی نشان‌دهندهٔ فرکانس است که فرکانس بالا (پایین) با کوتاه‌مدت (بلندمدت) در ارتباط است؛ همان‌طورکه در نمودار ۲ مشاهده می‌شود فرض وجود رابطهٔ علّیت در کلیهٔ دوره‌های زمانی از نرخ بهرهٔ حقیقی به نرخ ارز حقیقی رد می‌شود؛ با این‌حال در سطح اطمینان ۹۵٪ در کوتاه‌مدت و برخی از دوره‌ها رابطهٔ علّیت از نرخ ارز حقیقی به‌سمت نرخ بهرهٔ حقیقی برقرار است.

جدول ۳: نتایج آزمون علّیت گرنجری در دامنهٔ فرکانس‌های مختلف

Tab. 3: The results of the Granger causality test in the domain of different frequencies

فرکانس زاویه‌ای	نرخ بهره علت گرنجر نرخ ارز نیست	نرخ ارز علت گرنجر نرخ بهره نیست	فرکانس زاویه‌ای	نرخ بهره علت گرنجر نرخ ارز نیست	نرخ ارز علت گرنجر نرخ بهره نیست
۱.۷۱۱	۰.۰۹۷	۰.۰۱۸۷	۲.۴۹	۰.۲۷۹	۰.۰۶۹۷
۱.۹۵۴	۰.۰۹۸	۰.۰۱۹۸	۰.۹۰۷	۰.۱۴۲	۰.۰۸۰۲
۱.۱۸۸	۰.۱۱۹	۰.۰۲۲۳	۲.۲۴۸	۰.۱۰۵	۰.۰۸۲۵
۲.۴۷۸	۰.۱۲۴	۰.۰۲۸۲	۱.۴۱۸	۰.۱۰۵	۰.۰۸۳۹
۱.۴۳	۰.۱۰۲	۰.۰۳۲۴	۰.۶۷۷	۰.۱۴۶	۰.۰۸۷۴
۲.۲۳۵	۰.۱۰۳	۰.۰۳۳۸	۲.۹۸۸	۰.۱۲۷	۰.۰۹۱۱
۱.۶۹۹	۰.۲۲	۰.۰۴۱۲	۲.۷۴۶	۰.۲۶۴	۰.۱۰۳۳
۱.۹۶۷	۰.۲۲۳	۰.۰۴۳۷	۰.۹۱۹	۰.۲۷۱	۰.۱۱۴۴
۱.۲	۰.۰۹۶	۰.۰۴۴۸	۲.۷۷۱	۰.۱۳۳	۰.۱۲۱۸
۱.۷۲۴	۰.۰۸۴	۰.۰۴۸۸	۰.۳۸۳	۰.۲۲۷	۰.۱۲۷۹
۱.۹۴۱	۰.۰۹	۰.۰۴۹۷	۳.۰۱۴	۰.۳۰۱	۰.۱۳۰۵
۱.۴۴۳	۰.۲۱۴	۰.۰۵۴۴	۰.۶۵۱	۰.۳۵۹	۰.۱۴۲۲
۱.۱۷۵	۰.۲۷۵	۰.۰۵۴۸	۰.۰۱۳	۰.۴۱۲	۰.۱۵۳۷
۲.۴۶۵	۰.۰۹۸	۰.۰۵۵۸	۰.۸۹۴	۰.۱۴۵	۰.۱۶۳۸
۲.۲۲۲	۰.۲۱۵	۰.۰۵۹۴	۰.۳۷	۰.۱۹۶	۰.۱۸۲۵
۰.۶۶۴	۰.۱۸	۰.۰۶۴۵	۱.۶۸۶	۰.۴۵۸	۰.۱۸۴
۳.۰۰۱	۰.۱۴۴	۰.۰۶۵۶	۰.۳۹۶	۰.۴۳	۰.۱۸۶
۲.۷۵۸	۰.۱۳۳	۰.۰۶۶۱	۱.۹۷۹	۰.۴۷۶	۰.۱۹۱۹
۱.۷۱۱	۰.۰۹۷	۰.۰۱۸۷	۲.۴۹	۰.۲۷۹	۰.۰۶۹۷



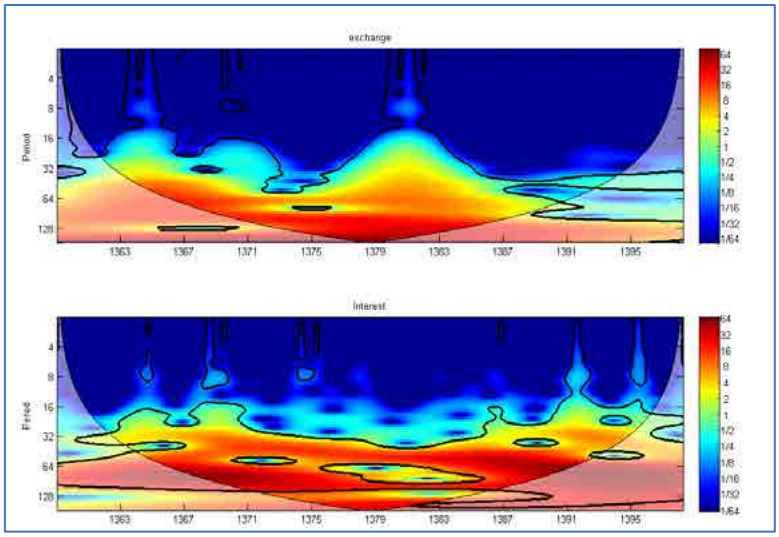
نمودار ۲: آزمون علّیت گرنجری در دامنهٔ فرکانس‌های مختلف

Diag. 2: Granger causality test in the domain of different frequencies

در حقیقت تغییرات نرخ ارز حقیقی حداقل در برخی از فرکانس‌ها علت نرخ بهرهٔ حقیقی است؛ به بیان دیگر، چارچوب تغییرات نرخ بهره در ایران عمدتاً تحت‌تأثیر نرخ ارز بوده و در پاسخ به کاهش ارزش پول ملی، افزایش کسری بودجه، افزایش تورم و تلاطم در سایر بازارهای مالی و خروج سرمایه، نرخ بهره در اقتصاد ایران تغییر کرده است و استفادهٔ درستی از این ابزار سیاستی در جهت حفظ ارزش پول ملی نشده است.

۴-۴. تحلیل هم‌بستگی بین متغیرها براساس رویکرد موجک

ایدهٔ اصلی هم‌بستگی موجک شبیه هم‌بستگی خطی سنتی است. با این تفاوت که هم‌بستگی موجک رابطهٔ دو سری زمانی را براساس منطقهٔ زمانی و تناوب زمانی به‌هم پیوسته مورد بررسی قرار می‌دهد. محاسبات هم‌بستگی موجک براساس تبدیل موجک مقطعی و طیف‌توانی موجک از هر سری زمانی است که در نرم‌افزار متلب انجام شده است.



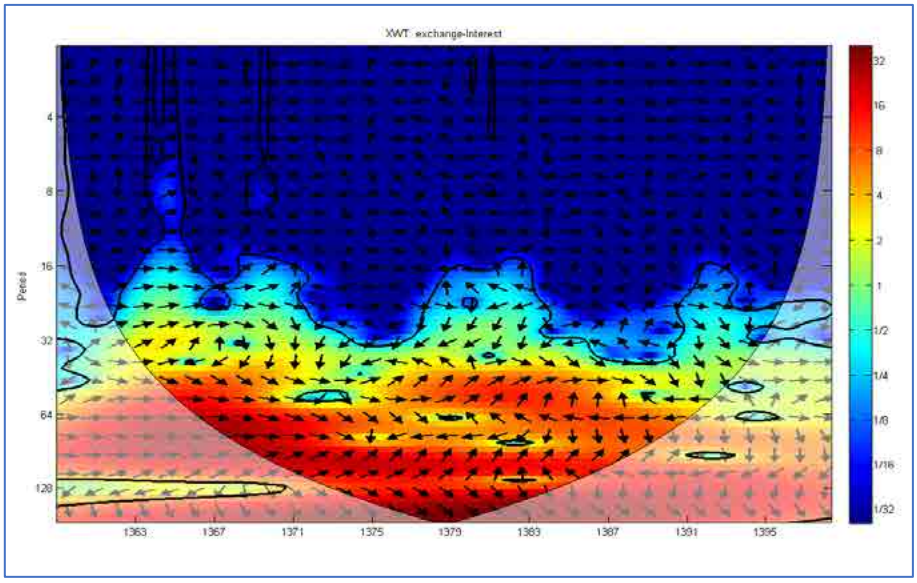
نمودار ۳: شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی و طیف توان موجک پیوستهٔ آن‌ها براساس داده‌های ماهانه

Diag. 3: Real exchange rate index and real interest rate and their continuous wave power spectrum based on monthly data

در نمودار ۳، طیف توان موجک شاخص نرخ حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی ترسیم شده است. خط مشکی ضخیم سطح معناداری ۹۵٪ را در برابر نویز قرمز نشان می‌دهد و ناحیهٔ معناداری که در آن ممکن است معناداری را مخدوش کنند، به‌صورت سایه–روشن‌تر نشان داده شده است. طیف توان موجک واریانس موضعی متغیر سری زمانی در مقیاس زمانی s را نشان می‌دهد و نوسانات واریانس در فرکانس‌های مختلف را ارائه می‌دهد.

در نمودار ۳، نواحی‌که به‌لحاظ آماری‌در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشند با خطوط پررنگ مشکی مشخص شده‌اند؛ بنابراین در نمودار طیف توان موجک، نقاطی که با رنگ قرمز و با خطوط پررنگ مشکی احاطه شده‌اند، نواحی هستند که در مقیاس زمانی مشخص شده، بیشترین واریانس و یا نوسانات را دارند؛ هم‌چنین نواحی خارج از منحنی‌های مخروطی شکل، نقاطی هستند که تفسیرآن‌ها به‌راحتی امکان‌پذیر نبوده و باید با احتیاط بیشتری تفسیر شوند؛ همان‌طورکه در نمودار ۳ مشاهده می‌شود طیف توان موجک نرخ بهرهٔ حقیقی و نرخ ارز حقیقی شباهت‌هایی با هم دارند؛ به‌طوری‌که در فرکانس میان‌مدت، واریانس هر دو سری طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۷ افزایش نسبی داشته است.

تبدیل موجک متقاطع (TWX) امکان تشخیص شدت هم‌بستگی، اختلاف فاز (تأخیر زمانی) و عدم ایستایی را می‌دهد. رویکرد ارائه شده در اینجا از یک تکنیک TWX پیوسته با موجک مورلت به‌عنوان تابع مادر استفاده می‌کند. توان موجک متقاطع که در نمودار ۴ ارائه شده است، نواحی با توان مشترک بالا را نشان می‌دهد.



نمودار ۴: توان موجک مشترک بین شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی براساس داده‌های ماهانه

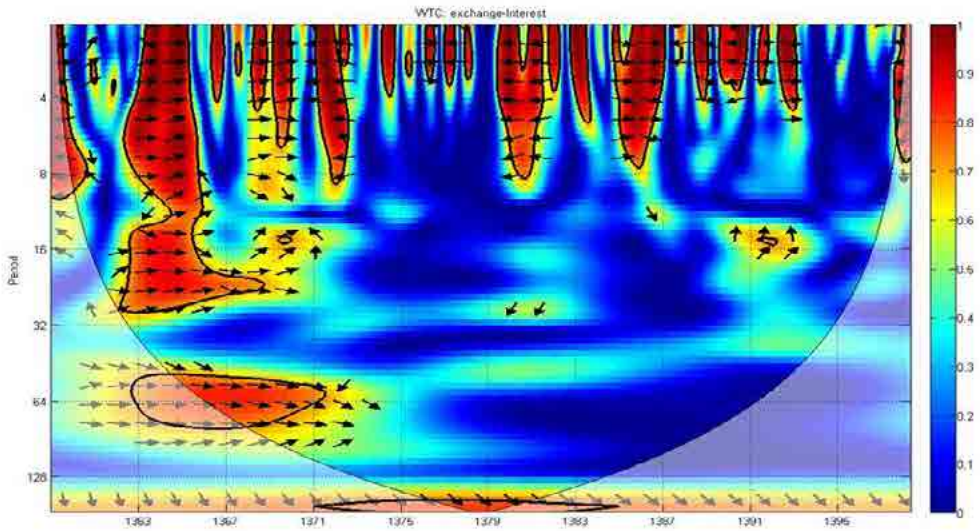
Diag. 4: Common wavelet power between real exchange rate index and real interest rate based on monthly data

معیار مفید دیگر این است که تبدیل موجک متقاطع در فضای فرکانس زمانی چه‌قدر هم‌بسته هستند. سطح معنی‌داری آماری هم‌دوسی موجک با استفاده از روش مونت‌کارلو برآورد شده است؛ به این‌منظور، مجموعهٔ بزرگی از جفت‌های داده جایگزین با ضرایب اتورگرسیو مرتبهٔ اول مشابه به‌عنوان مجموعه داده‌های ورودی تولید می‌شود.

در ادامه برای هر جفت هم‌دوسی موجک محاسبه می‌شود؛ سپس سطح اهمیت را برای هر مقیاس تنها با استفاده از مقادیر خارج از فضای معناداری تخمین می‌زنیم.

هم‌بستگی (هم‌دوسی) چندگانهٔ موجک همانند هم‌بستگی چندگانهٔ سنتی است، با این توضیح که هم‌بستگی چندگانهٔ موجک مفهوم سنتی هم‌بستگی را به منطقهٔ تناوب زمانی بسط می‌دهد؛ این عمل سبب می‌شود هم‌بستگی سری‌های زمانی برای زمان و تناوب متفاوت کشف شود. هم‌بستگی موجک دو سری زمانی توسط ضرایب هم‌بستگی محلی آن دو در فضای زمان–فرکانس تعریف می‌شود (تورنس و کامپو[1]، ۱۹۹۸). هم‌بستگی موجک به‌صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف شده و توسط توان موجک هموار شده برای هر یک از سری‌های زمانی، نرمال شده است. مربع هم‌بستگی موجک عددی بین صفر و یک در فضای زمان– فرکانس است؛ در نتیجه نمودار هم‌بستگی موجک امکان تحلیل در فضای سه‌بعدی (شدت هم‌بستگی، فرکانس و زمان) را فراهم می‌کند. در نمودار ۵، محور افقی زمان، محور عمودی سمت چپ فرکانس (مقیاس زمانی برحسب فصل) و محور عمودی سمت راست ضریب هم‌بستگی را نشان می‌دهد.

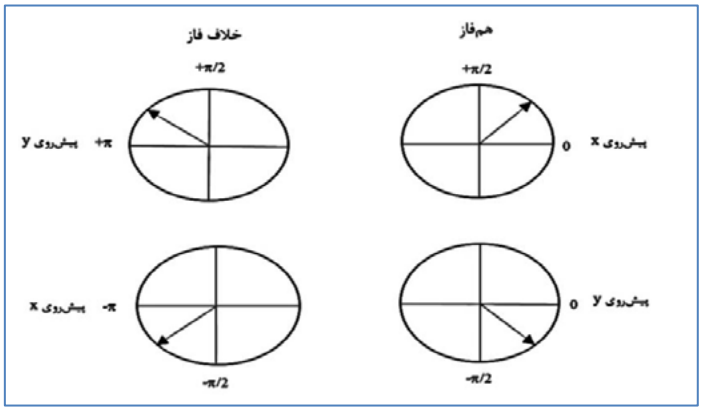
با توجه به این‌که ضریب هم‌بستگی در تحلیل موجک بین صفر و یک است با استفاده صرف از آن نمی‌توان جهت رابطه بین دو متغیر را تعیین کرد، به‌همین دلیل شاخص تحت عنوان اختلاف فاز در اینجا مطرح می‌شود. اختلاف فاز صفر نشان‌دهندهٔ این است که دو متغیر با یکدیگر به‌صورت هماهنگ حرکت می‌کنند. چنان‌چه در نمودار پیکان حالت عمودی داشته باشد و نوک آن بالا (پایین) باشد، متغیرها هم‌جهت بوده و علّیت از متغیر دوم (اول) به اول (دوم) است؛ به‌طورکلی با حرکت از حالت افقی به حالت عمودی، وقفهٔ اثرگذاری بیشتر می‌شود.



نمودار ۵. هم‌بستگی‌بین نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی براساس رویکرد موجک و داده‌های ماهانه

Diag. 5: Correlation between real exchange rate and real interest rate based on wavelet approach and monthly data

[1]. Torrence&Compo



شکل ۶: نحوهٔ تعیین جهت علّیت بین متغیرها در تحلیل موجک (اگیور-کانریرا و سوارس[1]، ۲۰۱۰).

Fig. 6: How to determine the direction of causality between variables in wavelet analysis (Aguirre-Canreira and Soares, 2010).

با افزایش فرکانس، تحلیل در افق زمانی بلندمدت صورت‌گرفته و در مقابل با کاهش آن، هم‌بستگی افق کوتاه‌مدت تحلیل می‌شود. به پیروی از «اگیور-کانراریا» و «سوارس» (۲۰۱۰) جهت تحلیل افق کوتاه‌مدت، مقیاس ۰ تا ۱ سال، برای دورهٔ میان‌مدت، فرکانس ۱ تا ۴ سال و برای تفسیر بلندمدت، فرکانس بیشتر از ۸ سال درنظر گرفته می‌شود. رنگ قرمز (آبی) بیانگر حداکثر (حداقل) ضریب هم‌بستگی است.

در تبدیل سری زمانی به‌دلیل نوسان لحظه‌ای موجک، مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسأله سبب بروز خطا در تبدیل شده و به «اثر لبه» شهرت دارد و با افزایش فرکانس تشدید می‌شود. به مناطقی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، «کانون اثر» گفته می‌شود. نتایج به‌دست آمده از تحلیل زمان-مقیاس مبدل موجک در نواحی لبهٔ غیرقابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). برای این‌منظور فضای قابل تفسیر در نمودارها، توسط خط سیاه نازک به‌شکل یک سهمی مرزبندی شده است. افزون‌بر این در سهمی مذکور، تنها مناطقی قابل تفسیرند که توسط خطوط مشکی پررنگ احاطه شده باشند. مناطق مذکور، فاصلهٔ اطمینان ۹۵٪ آماری است که با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو به‌دست آمده‌اند.

نتایج هم‌بستگی موجک شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی به‌صورت ماهانه در نمودار ۴، ارائه شده است. محور افقی در این نمودار دورهٔ زمانی را نشان می‌دهد. در این نمودار دورهٔ زمانی از فروردین ۱۳۵۹ تا اسفند ۱۳۹۹ است و با توجه به ماهیت ماهانهٔ داده‌ها درمجموع ۴۹۲ مشاهده در این محور قرار می‌گیرد. محور عمودی در این نمودارها دامنهٔ تناوب از مقیاس (۴ماه تا بالاترین مقیاس ۱۲۸ماه، تقریباً ۱۱ سال) را نشان می‌دهد. در تحلیل‌های موجک مقیاس و تناوب رابطهٔ عکس باهم دارند؛ به‌طوری‌که مقیاس کمتر متناسب با تناوب بالاتر است. با استفاده از تحلیل هم‌بستگی موجک می‌توان ارتباط سری‌های زمانی را در تناوب‌های مختلف زمانی کشف کرد. در نمودار ۵، هم‌بستگی بالای سری‌های زمانی با رنگ‌های گرم‌تر (رنگ قرمز) مشخص شده است و پیکان‌های داخل این طیف رنگی نشان از هم‌بستگی این سری‌های زمانی دارد. علاوه‌بر این فاصله‌های معنادار هم‌بستگی با

[1]. Aguiar-Conraria & Soares

خطوط جداکننده مشخص شده است؛ برعکس حالت فوق، نواحی بیرون فاصله‌های معنادار با رنگ سردتر مثل آبی مشخص شده که نشان از هم‌بستگی کمتر سری‌های زمانی دارد.

براساس نتایج ارائه شده در نمودار ۵ (مبتنی‌بر داده‌های ماهانه)، شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی نواحی هم‌بستگی زیادی در تناوب‌های کمتر از یک‌سال تقریباًدر سرتاسر دورهٔ زمانی مشاهده شده است. این موضوع نشان از هم‌بستگی شدید بین دو متغیر در کوتاه‌مدت دارد. شدت هم‌بستگی در افق کوتاه‌مدت نیز عموماً بیش از ۰.۸ است.

در میان‌مدت (فرکانس‌های ۱۲ تا ۸۴ ماه) ارتباط این دو متغیر تنها طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۲ برقرار بوده و در سایر سال‌ها ارتباط معناداری مشاهده نمی‌شود. در فرکانس‌های بالاتر و بلندمدت نیز تنها در چندسال رابطهٔ معناداری مشاهده شده و در اکثر دوره‌های بلندمدت این دو متغیر هم‌بستگی چندانی با هم ندارند؛ هم‌چنین نتایج حاکی از آن است که شدت و جهت رابطهٔ بین شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی در کوتاه‌مدت ثابت نیست و به‌صورت مکرر تغییر کرده است که مدل پولی با قیمت‌های چسبنده را تأیید نمی‌کند. از اوایل سال ۱۳۶۱ تـا اواخـر سال ۱۳۷۱ دو متغیر حرکت هم‌فاز بوده‌اند و ارتباط مستقیم داشته‌اند؛ اما طی این دوره در فرکانس‌های زمانی کوتاه‌مدت متغیر نرخ ارز حقیقی پیش‌رونده و متغیر نرخ بهره حقیقی پس‌رونده بوده است؛ اما با حرکت از کوتاه‌مدت به‌سمت بلندمدت، متغیر نرخ بهره حقیقی پیشرو و نرخ ارز پسرو می‌شود. از سال ۱۳۷۲ تا اواخر سال ۱۳۸۰ ارتباط دو متغیر تغییر کرده و رفتار دو سری زمانی خلاف فاز بوده است؛ دلیل این موضوع به سیاست‌های تعیین نرخ سود و نظام ارزی کشور طی سال‌های مختلف بازمی‌گردد.

با حرکت از کوتاه‌مدت به‌سمت بلندمدت و به‌طور خاص طی فروردین ۱۳۶۵ تا اسفند ۱۳۷۲ و نیز ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ رابطهٔ بین نرخ بهرهٔ حقیقی و شاخص نرخ ارز حقیقی هم فاز بوده و متغیر نرخ بهره حقیقی پیشرو و نرخ ارز حقیقی پسرونده است؛ ازاین‌رو، در افق میان‌مدت و بلندمدت ارتباط مستقیمی بین این دو متغیر تا حدی دیده می‌شود که نظریهٔ برابری قدرت خرید (مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر) را تأیید می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره، یکی از بحث‌های مهم علمی و سیاستی برای مدت طولانی بوده است. هدف اصلی این پژوهش پاسخ به این پرسش است که، آیا براساس نظریهٔ برابری‌قدرت‌خرید در قالب مدل‌های پولی با قیمت‌های چسبنده (کوتاه‌مدت) و قیمت‌های انعطاف‌پذیر (بلندمدت) ارتباطی بین نرخ بهرهٔ واقعی و نرخ ارز واقعی در افق‌های زمانی مختلف در اقتصاد ایران وجود دارد یا خیر؟ به عقیدهٔ ما، این پژوهش اولین مطالعه‌ای است که در آن رابطهٔ نرخ ارز واقعی و نرخ بهرهٔ واقعی در اقتصاد ایران با استفاده از تجزیه‌وتحلیل مبتنی‌بر موجک انجام شده است.

آزمون علّیت گرنجری برحسب فرکانس، فرض وجود رابطهٔ علّیت در کلیهٔ دوره‌های زمانی موردمطالعه از نرخ بهرهٔ حقیقی به نرخ ارز حقیقی (متغیر اول) رد می‌شود؛ با این‌حال در سطح اطمینان ۹۵٪ (فاصلهٔ اطمینـان ۹۵٪ آمـاری است کـه بـا اسـتفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو به‌دست آمده‌اند) در کوتاه‌مدت و برخی از دوره‌ها رابطهٔ علّیت از نرخ ارز حقیقی به‌سمت نرخ بهره حقیقی برقرار است. درحقیقت تغییرات نرخ ارز حقیقی حداقل در برخی از فرکانس‌ها علت نرخ بهرهٔ حقیقی است.

نتایج هم‌بستگی (هم‌دوسی) موجک شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی به‌صورت ماهانه برای دورهٔ زمانی فروردین ۱۳۵۹ تا اسفند ۱۳۹۹می‌باشد و با توجه به ماهیت ماهانهٔ داده‌ها درمجموع ۴۹۲ مشاهده در این محدوده قرار می‌گیرد. براساس نتایج به‌دست آمده (مبتنی‌بر داده‌های ماهانه)، برای شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی نواحی هم‌بستگی (هم‌دوسی) زیادی در تناوب‌های کمتر از یک‌سال تقریباً در سرتاسر دورهٔ زمانی مورد مطالعه مشاهده شده است. این موضوع نشان از هم‌بستگی شدید بین دو متغیر در کوتاه‌مدت دارد. شدت هم‌بستگی در افق‌زمانی کوتاه‌مدت بیش از ۰.۸ است؛ هم‌چنین نتایج حاکی از آن است که شدت و جهت رابطه بین شاخص نرخ ارز حقیقی و نرخ بهرهٔ حقیقی در کوتاه‌مدت ثابت نیست و به‌صورت مکرر تغییر کرده است. از اوایل سال ۱۳۶۱ تـا اواخـرسال ۱۳۷۱ حرکت دو متغیر هم فاز بوده و ارتباط مستقیم داشته‌اند (تحلیل پول‌گرایان) که مدل پولی با قیمت‌های چسبنده را تأیید نمی‌کند؛ لذا طی این دوره در فرکانس‌های زمانی کوتاه‌مدت متغیر نرخ ارز حقیقی پیش‌رونده و متغیر نرخ بهرهٔ حقیقی پس‌رونده بوده است؛ از سال ۱۳۷۲ تا اواخر سال ۱۳۸۰ ارتباط دو متغیر تغییر کرده و رفتار دو سری زمانی خلاف فاز بوده و ارتباط معکوس داشته‌اند (تحلیل دورنبوش) (دلیل این موضوع به سیاست‌های تعیین نرخ سود و نظام ارزی کشور طی سال‌های مختلف بازمی‌گردد) که مدل پولی با قیمت‌های چسبنده را تأیید می‌کند.

در میان‌مدت (فرکانس‌های ۱۲ تا ۸۴ ماه) ارتباط این دو متغیر تنها طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۲ برقرار بوده و در سایر سال‌ها ارتباط معناداری مشاهده نمی‌شود. در فرکانس‌های بالاتر و بلندمدت نیز در چند سال رابطهٔ معناداری مشاهده شده که به‌طور خاص طی فروردین ۱۳۶۵ تا اسفند ۱۳۷۲ و نیز ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ رابطهٔ بین نرخ بهرهٔ حقیقی و شاخص نرخ ارز حقیقی هم فاز بوده و متغیر نرخ بهره حقیقی پیشرو و نرخ ارز حقیقی پسرونده است؛ لذا در افق میان‌مدت و بلندمدت ارتباط مستقیمی بین این دو متغیر تا حدودی دیده می‌شود که مدل‌های پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر را تأیید می‌کند.

ما انتظار داریم که نتایج حاصل از بررسی رابطهٔ نرخ ارز ونرخ بهره در یک اقتصاد درحال توسعه اساساً با اقتصادهای توسعه‌یافته و نوظهور متفاوت باشد؛ به‌همین دلیل، نتایج این مطالعه را با نتایج برخی از پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام شده مقایسه می‌کنیم. مطالعات داخلی انجام شده درخصوص رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره عمدتاً در قالب نظریهٔ مقداری پول (تئوری بین‌المللی فیشر) مانند مطالعهٔ «ربیعی» و «بیدآبادی» (۱۳۸۸) و «کابوسی» و همکاران (۱۳۹۱) که نتایج این پژوهش‌ها رابطهٔ منفی بین دو متغیر را در اقتصاد ایران نشان می‌دهند که با نتایج برخی از دوره‌های موردمطالعه در افق‌زمانی کوتاه‌مدت مطابقت دارد، ولی با نتایج کلّیت مطالعهٔ حاضر متفاوت می‌باشند. مطالعهٔ «بتز» و «دوروکس» (۲۰۰۰)، «برانسون» و «هالتونن» (۱۹۷۹)، «ایچان‌بوم» و «ایوانز» (۱۹۹۵) در اقتصاد آمریکا و «دریزن» و «هابریچ» (۲۰۰۶) در اروپا مانند مدل موندل-فلمینگ که در کوتاه‌مدت فرض می‌کند یک رابطهٔ منفی بین نرخ ارز و نرخ بهره وجود دارد، تا حدودی نتایج افق زمانی کوتاه‌مدت مطالعهٔ حاضر را تأیید می‌کند، ولی با نتایج حاصل از کلّیت مطالعه، به‌خصوص در افق‌زمانی بلندمدت متفاوت می‌باشد. «هکر» و همکاران (۲۰۱۲؛ ۲۰۱۴) براساس نظریهٔ برابری قدرت خرید، «دورن‌بوش» (۱۹۷۶) در قالب دو مدل پولی، مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (کوتاه‌مدت) و مدل‌پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر (بلندمدت)، «فلاد» و «تیلور» (۱۹۹۶)، «چین» و «مردیت» (۲۰۰۵؛ ۲۰۰۴) به بررسی رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره

پرداخته‌اند که نتایج مطالعاتشان نشان از رابطهٔ منفی درکوتاه‌مدت و رابطهٔ مثبت در بلندمدت بین متغیر دارد که نتایج حاصل از مطالعهٔ حاضر، به‌خصوص در بلندمدت تأیید می‌گردد. «هناتکوسا» و همکارانش (۲۰۱۳) و «باتیستا» (۲۰۰۳) با مطالعهٔ خود درخصوص رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره به این نتیجه رسیدند که رابطهٔ یک نواخت و هم‌بستگی ثابت بین دو متغیر وجود ندارد که نتایج کوتاه‌مدت را تأیید می‌کند. «کازورزی» و همکاران (۲۰۰۷)، «ویتهسونتی» (۲۰۱۴) و «باسرتو» و «گاش» (۲۰۰۱) در مطالعات خود به رابطهٔ مثبت نرخ ارز و نرخ بهره اشاره می‌کنند که نتایج مطالعه را در بلندمدت تأیید می‌کند.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رفتارهای متفاوت در روابط بین دو متغیر در افق‌های زمانی مختلف وجود دارد. این پژوهش یک بینش جدیدی را در رابطه با مکانیزم انتقال پولی در ایران که یک اقتصاد درحال توسعه است ایجاد می‌کند. بانک مرکزی باید به هر دو متغیر نرخ ارز واقعی و نرخ بهرهٔ واقعی توجه کند ضمن داشتن برنامه‌های بلندمدت برای دست‌یابی به آن از برنامه‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت که پایهٔ اصلی برنامه‌های بلندمدت است، غافل نشود؛ بنابراین «نقش نرخ ارز در مکانیزم انتقال پول چیست؟» یک مسألهٔ مهم برای تحقیقات آینده است. درک نقش نرخ ارز در مکانیزم انتقال پول بسیار مهم است؛ زیرا زمان‌بندی و میزان تأثیر تغییر در نرخ ارز بر نرخ بهره و تورم ممکن است، متفاوت باشد؛ بنابراین بر سیاست مطلوب اثر می‌گذارد، لذا ثاثیر نوسانات نرخ ارز بر ثبات مالی نیز باید بیشتر مورد بررسی قرار گیرد.

کتابنامه

- پورمقیم، سید جواد، (۱۳۹۴). *اقتصاد بین‌الملل (۲)*. تهران: انتشارات سمت.
- تفضلی، فریدون، (۱۳۹۶). *اقتصاد کلان نظریه و سیاست‌های اقتصادی*. تهران: نشر نی.
- توانایان‌فرد، حسن، (۱۳۸۵). *فرهنگ تشریحی اقتصاد*. تهران: نشر جهان رایانه.
- زمانی‌فراهانی، مجتبی، (۱۳۷۱). *پول، ارز و بانکداری*. انتشارات صاحب اثر.
- شجری، هوشنگ؛ و نصراللهی، خدیجه، (۱۳۸۷). *مالیهٔ بین‌الملل و سیر تحولات ارزی ایران*. تهران: نشر شابک.
- فرهنگ، منوچهر، (۱۳۸۴). *فرهنگ علوم اقتصادی*. تهران: انتشارات آسیم.
- قره‌باغیان، مرتضی، (۱۳۷۲). *فرهنگ اقتصاد و بازرگانی*. تهران: انتشارات رسا.
- گلریز، حسن، (۱۳۸۰). *فرهنگ توصیفی اصطلاحات پول، بانکداری و مالیه بین‌الملل*. تهران: انتشارات فرهنگ معاصر.
- محتشم‌دولتشاهی، طهماسب، (۱۳۷۹). *مبانی علم اقتصاد (اقتصاد خرد، اقتصاد کلان)*. تهران: انتشارات خجسته.
- منتظرظهور، محمود، (۱۳۷۸). *اقتصاد (اقتصاد خرد، اقتصاد کلان)*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۲۵۳۵.
- درگاهی، حسن؛ و گچلو، جعفر، (۱۳۸۰). «بررسی رفتار کوتاه مدت و بلندمدت نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران». *پژوهشنامهٔ بازرگانی*، ۲۱: ۳-۴.
- شیرازی، همایون؛ و نصراللهی، خدیجه، (۱۳۹۲). «مدل‌های پولی و پیش‌بینی نرخ ارز در ایران». *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴: ۵-۲۴.
- حبیب‌دوست، امیر؛ و جلائی، سید عبدالمجید، (۱۳۹۱). «بررسی رابطهٔ نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام با استفاده از تحلیل موجک در بخش‌های مختلف بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۷ (۵۲): ۳۲-۹.

– حسینی‌نسب، سید ابراهیم؛ خضری، محسن؛ و رسولی، احمد، (۱۳۹۰). «تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه گزینی مارکف». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی*، ۸ (۲۹): ۶۰-۳۱.

– دائی‌کریم‌زاده، سعید، (۱۳۹۴). «بررسی پدیدهٔ جانشینی پول و اثر تنش نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران». *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۵ (۱۷): ۷-۶.

– شریف‌آزاد، محمدرضا، (۱۳۸۴). «عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران». *فصلنامهٔ اقتصاد و مدیریت*، ۶۶: ۳۱-۴۳.

کابوسی، مهدی، (۱۳۹۱). «بررسی رابطهٔ نرخ ارز و نرخ بهره براساس تئوری فیشر». *فصلنامهٔ اقتصاد مالی و توسعه*، ۲۲: ۱۱۴-۹۱.

- Aguiar-Conraria, L.; Azevedo, N. & Soares, M. J., (2008). “Using wavelets to decompose thetime-frequency effects of monetary policy”. *Phys. A: Stat. Mech. Appl.* 387: 2863–2878.

- Aguiar-Conraria, L. & Soares, M. J., (2010). *The continuous wavelet transform: A primer (No. 23/2010).* NIPE-Universidade do Minho.

- Bautista, C. C., (2003). “Interest rate-exchange rate dynamics in the Philippines: a DCCanalysis”. *Appl. Econ. Lett.* 10: 107–111.

- Branson, W. H., (1983). “Macroeconomic determinants of real exchange rates”. In: Herring, R. J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk.* Cambridge University P- ress, Cambridge.

- Branson, W. H. & Halttunen, H., (1979). “Asset-market determination of exchange rates: initial empirical and policy results”. In: Martin, J. P., Smith, A. (Eds.), *Trade and Payments Adjustment under Flexible Exchange Rates.* Macmillan, London.

- Branson, W. H.; Halttunen, H. & Masson, P., (1977). “Exchange rates in the short run: theDollar-Deutschemark rate”. *Eur. Econ. Rev.* 10: 303–324

- Bureau of Economic Research. Choi, I., Park, D., (2008). Causal relation between interest and exchange rates in the Asian.

- Calvo, G. A. & Reinhart, C. M., (2002). “Fear of floating”. *Q. J. Econ.* 107: 379–408.

- Calvo, G. A. & Reinhart, C. M., (2005). “Fixing for your life”. In: Calvo, G.A. (Ed.), *Emerging Capital Markets in Turmoil: Bad Luck or Bad Policy?.* MIT Press, Cambridge, MA.

- Caraiani, P., (2012). Stylized facts of business cycles in a transition economy in time.

- Chinn, M. D. & Meredith, G., (2005). *Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era (Working Paper No. 1077).* National.

- Dai Karimzadeh, S., (2015). “Investigating the phenomenon of money substitution and the effect of exchange rate tension on money demand in Iran”. *Applied Economics Quarterly,* 5(17): 6-7.

- Dargahi, H. & Gachlo, J., (2001). “Investigation of the short-term and long-term behavior of the real exchange rate in the Iranian economy”. *Business Journal,* 21: 3-4.

- Demir, İ., (2014). “Monetary policy responses to the exchange rate: empirical evidence fromthe ECB”. *Econ. Model.* 39: 63–70.

- Dornbusch, R., (1976). “Expectations and exchange rate dynamics”. *J. Political Econ.* 84: 1161–1176.

- Drazen, A. & Hubrich, S., (2006). “A simple test of the effect of interest rate defense”. *J. Jpn.Int. Econ.* 20: 612–636.

- Eichanbaum, E. & Evans, C. L., (1995). “Some empirical evidence on the effects of shocks tomonetary policy on exchange rates”. *Q. J. Econ.* 110: 975–1009.

- Eichengreen, B., (2006). “Can emerging markets float? Should they target inflation?”. In: Vernengo, M. (Ed.), *Monetary Integration and Dollarization: No Panacea.* Edward.

- Farhang, M., (2005). *Culture of economic sciences.* Tehran: Asim Publications.

- Gençay, R.; Selçuk, F. & Whitcher, B. J., (2001). *An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics:* Elsevier.

- Golriz, H., (2001). "Descriptive dictionary of money, banking and international finance terms". Tehran: Contemporary Culture Publications.

- Granville, B. & Mallick, S., (2010). "Monetary Policy in Russia: identifying exchange rate shocks". *Econ. Model.* 27: 432–444

- Habibdoost, A. & Jalai, S. A. M., (2012). "Investigating the relationship between exchange rate fluctuations and stock returns using wavelet analysis in different sectors of Tehran Stock Exchange". *Iranian Economic Research Quarterly,* 17(52): 9-32.

- Hacker, R. S.; Karlsson, H. K. & Månsson, K., (2014). "An investigation of the causal relationsbetween exchange rates and interest rate differentials using wavelets". *Int. Rev. Econ. Financ.* 29: 321–329.

- Hnatkovska, V.; Lahiri, A. & Vegh, C., (2012). *The exchange rate response puzzle (May 31, 2012)*. Available at SSRN: ⟨http://ssrn.com/abstract=1996693⟩.

- Holtemöller, O. & Mallick, S., (2013). "Exchange rate regime, real misalignment and currencycrises". *Econ. Model.*, 34: 5–14.

- Holtemöller, O. & Mallick, S., (2016). "Global food prices and monetary policy in an emergingmarket economy: the case of India". *Asian J. Econ.* 46: 56–70.

- Hosseininaseb, S. E.; Khazri, M. & Rasouli, A., (2011). "Determining the effects of oil price fluctuations on stock returns in Tehran Stock Exchange: wavelet analysis and Markov selection". *Energy Economics Quarterly,* 8(29): 60-31.

- Hylleberg, S.; Engle, R. F.; Granger, C. W. & Yoo, B. S., (1990). "Seasonal integration and cointegration". *Journal of Econometrics,* 44: 215–238

- Kaboosi, M., (2012). "Investigation of the relationship between exchange rate and interest rate based on Fisher's theory". *Financial Economics and Development Quarterly,* 22: 91-114.

- Mallick, S. K. & Sousa, R. M., (2012). "Real effects of monetary policy in large emerging economies". *Macroecon. Dyn.* 16: 190–212.

- Mohtsham Dolatshahi, T., (2000). *Basics of economics (microeconomics, macroeconomics).* Tehran: Khujasteh Publications.

- Montazerzohor, M., (1999). *Economics (microeconomics, macroeconomics).* Tehran: Tehran University Press, 2535.

- Percival, D. B. & Walden, A. T., (2000). *Wavelet methods for time series analysis* (Vol. 4). Cambridg university press

- Pourmoqim, S. J., (2015). *International Economy (2).* Tehran: Samit Publications.

- Qarabaghian, M., (1993). *Culture of economics and commerce.* Tehran: Rasa Publications.

- Sensoy, A. & Sobaci, C., (2014). "Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: the case of Turkey". *Econ. Model*, 43: 448–457.

- Schleicher, Ch., (2002). *An introduction to wavelets for economists.* Bank of Canada working paper ISSN 1192-5434.

- Shajari, H. & Nasrollahi, Kh., (2008). *International finance and the evolution of Iran's currency.* Tehran: Shabak Publishing.

- Sharif-Azad, M. R., (2015). "Effective factors on the exchange rate in Iran". *Economics and Management Quarterly,* 66: 31-43.

- Shirazi, H. & Nasrallahi, Kh., (2013). "Monetary models and exchange rate forecasting in Iran". *Financial and Economic Policy Quarterly,* 4: 5-24.

- Tafzali, F., (2017). *Macroeconomics, theory and economic policies.* Tehran: Nashrani.

- Tawanayan Fard, H., (2006). *Descriptive culture of economics.* Tehran: Jahan Computer Publishing.

- Tiwari, A. K.; Mutascu, M. & Andrieș, A. M., (2020). "Decomposing time-frequencyrelationship between producer price and consumer price indices in Romania throughwavelet analysis". *Econ. Model.* 31: 151–159.

- Torrence, C. & Compo, G. P., (1998). "A practical guide to wavelet analysis". *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 79, 61–78.

- Walker, J. S., (2020). *A primer on wavelets and their scientific applications.* CRC press.

- Zamani Farahani, M., (1992). *Money, currency and banking.* Publications of the author.

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

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

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

Bu-Ali Sin University

Estimation of Fiscal Illusion Index in Iranian Provinces: Approach of Multiple Indicators and Multiple Causes (MIMIC) Model

Motafakker Azad, M. A.[1], Ashuri N.[2], Karimi Takanluo, Z.[3], Haghighat, J.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25895.3420
Received: 2022.03.01; Accepted: 2022.06.29
Pp: 173-208

Abstract

Purpose of the present study is to estimate the fiscal illusion index, using Multiple Indicators Multiple Causes (MIMIC) model, using longitudinal data during the period of 2001 to 2021, for 31 provinces of Iran country. The results indicate that the most important causal variables of fiscal illusion index are educational costs and tax burden (with a negative effect) and economic participation rate (with a positive effect), and the most important indicators of fiscal illusion were Herfindahl index (with a negative coefficient), budget deficit, inflation rate, indirect tax ratio, real effective exchange rate and Oil revenue (with a positive coefficient) (and all are statistically significant). Also, the results showed that the average value of the estimated fiscal illusion index, among of the provinces, the lowest average value belongs to Khorasan Shomali and the highest value belongs to Khozestan province. Furthermore, the lowest average value of fiscal illusion index in the country level belongs to 2001 & 2002 and the highest is in 2021.

Keywords: Fiscal Illusion, Structural Equation Modeling, MIMIC Model, Province.
JEL Classification: H3, H8, C3.

1. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran(Corresponding Author).
Email: m.motafakker@gmail.com
2. PhD Student in Economics, Resource and Environment Orientation (Second Orientation of the General Sector), Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran.
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran.
4. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran.

Citations: Motafakerazad, M.; Ashuri, N.; Karimi Takanlou, Z. & Haghighat, J., (2022). "Estimation of Fiscal Illusion Index in Iranian Provinces: Approach of Multiple Indicators and Multiple Causes (MIMIC) Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 173-208. doi: 10.22084/aes.2022.25895.3420.
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4697.html?lang=en

1. Introduction, Statement of the problem & Research Innovation

Todays, it is not a secret that governments should provide clear reports of activities related to collecting income and expenses at the national level. In this context, due to the fact that the real costs of public sector activities may not be obvious to citizens, the issue of financial illusion can play a fundamental role. In fact, the issue of financial illusion indicates that if money is spent from that part of the government's income that is not seen by the citizens, some or all citizens will benefit from these expenses and support the growth of the government. However, since most of the citizens do not know the source of these expenses, they do not understand the pressure of paying more taxes or do not try to reduce taxes and prefer the growth of public expenses. Therefore, spending income from sources that are hidden from the eyes of citizens due to financial illusion will increase the popularity of the government (Mueller, 2003). As Buchanan pointed out, reducing part of the income for tax purposes has reduced the tax burden of the taxpayers, which, as a result, will cause the taxpayers to feel an excessive tax burden (Buchanan, 1967). A useful empirical approach related to this issue is the estimation of financial illusion indicators (Mourão, 2008) and its inclusion in transparency indicators (Alt & Lassen, 2006). According to the results of previous studies, the most important causal variables of financial illusion is the level of education, employment rate and tax burden, and the most important consequences of the variable of financial illusion are inflation rate, budget deficit, indirect tax ratio, tax system complexity, real exchange rate fluctuations and oil revenues. The turning point of this research is the use of Panel Data, an increase in the number of causal and outcome variables in order to increase the accuracy and reliability of the calculation of the financial illusion index, a suitable tool for policy-making by policy makers as well as political and economic decision makers and relative access to the results of this index for micro and macro-economic studies researchers.

2. Theoretical foundation and research Literature

Many researchers have spoken about the financial illusion with different aspects, their consensus is that the financial illusion is complicated; Because it refers to a wide range of economic realities. Although the financial illusion is not visible, it leaves traces such as the frequency of cash transactions and the complexity of the tax system, which can be used to study the relationship between them (Gerard & Ngangue, 2015: 242). The concept of fiscal illusion has been described as a situation in which the government's income is not fully transparent or is not fully understood by the society (taxpayers) and the government's expenses appear to be lower than what they actually are (Muller, 2003: p. 221). In relation to the empirical analysis of financial illusion, Wagner (1976) examined five specific hypotheses. The first hypothesis is related to the Revenue-Complexity Hypothesis; where the lack of transparency of prices and taxes is caused by the lack of integration of the revenue system. The second hypothesis is related to The Revenue-Elasticity Hypothesis; where income growth is related to various forms of income tax. The third case is the Flypaper Effect Hypothesis, in which large government grants stimulate public spending. In fact, the higher the dependency on financial aid, the higher the illusion and thus the higher the cost. The fourth hypothesis is the Renter Illusion Hypothesis, in which the financial illusion depends on the amount of real estate ownership in a certain power territory. Finally, the fifth hypothesis refers to the Debt Illusion Hypothesis, in this type of illusion, if the cost of public sector programs is paid through current taxes instead of borrowing from the public sector, then taxpayers will have more knowledge and a more accurate understanding of the cost (Oates, 1969, 968; Epple & Schipper, 1981; Dalamagas, 1992 & 1993; Dollery and Worthington, 1995). There have been countless examples of financial illusion in the decisions of the governments of developing and developed countries. In the meantime, unfortunately, the economic environment governing the country of Iran has been accompanied by decisions that are more based on financial illusions than based on existing facts. Although the

intensity of this illusion has been distinct in different periods and governments, but with a brief look at the economic decisions and measures of the ninth and tenth governments and their results on the welfare of the society and citizens, we will come to the conclusion that the financial illusion in the mentioned governments, has reached its maximum level in such a way that many times and at different times these decisions have been criticized as populist economic decisions and today its results can be felt.

On the side of previous domestic literature, Bezazan et al. (2017) using the MIMIC model showed that the most important variable determining the size of the financial illusion in Iran was the tax burden. In another study, Jeyhoon Tabar (2017), by examining the hypothesis of the complexity of the government's income structure in the Iranian economy, showed that in the Iranian economy, taxpayers are not under the financial illusion of the complexity of the tax structure. Zaruki and Azooji (2017) in their study using the NARDL approach showed that the criteria's the Revenue-Elasticity and the tax system complexity, with the effect on government expenditures emphasize the existence of financial illusion in Iran's economy. Also, on the side of foreign studies, Serrano et al. (2022) in a study on the Brazilian economy showed that the increase in public spending in Brazil was partly the result of the existence of financial illusion and that Brazil was able to reduce the incentives to create financial illusion in the last 20 years. . The results of the study by Prado and da Silva (2020) using the Panel-OLS approach, indicate that due to the financial illusion, less developed regions in Brazil tend to fall into a mechanism of public expenditure growth. In addition, Dziemianowicz et al. (2017) showed that the lack of transparency of the public budget performance reduced the budget revenue and may negatively affect the government budget balance or even lead to an increase in the tax burden on all taxpayers. Also, the study of Gérard & Ngangué (2015) in 15 African countries indicates that there is a positive and significant relationship between financial illusion and budget deficit. In another experimental study, Abbott and Jones (2015) tested the effect of financial illusion on government spending in 36 American states, according to their results, financial illusion increases the level of government spending. Taking into account the availability of data and previous literature on the subject of this research, three causal variables and six outcome variables were selected to estimate the financial illusion index.

3. The purpose, method, tool, statistical society and sample of the research

The aim of the current research is to estimate the financial illusion index of Iran, separately for the period 2001 to 2021, and also to rank the provinces (as a statistical sample) in terms of the degree and amount of financial illusion. For this purpose, in this research, in order to analyze the results, the data was collected by the library and documental method and statistical yearbook, monthly and bulletins. Also, in order to estimate and measure the financial illusion present study used the Panel-Data and SEM model and MIMIC method, as well as the powerful Stata-15 software. Due to the limited statistical population, in this research the sample size is the same as the statistical population size (31 provinces of Iran).

4. The results of research findings

Considering each of the criteria for identifying the goodness of fit of the optimal model, on the side of the causal variables of financial illusion, the variable of educational expenses has a negative and significant effect on the index of financial illusion, it means that a more educated society, the effectiveness of the financial illusions policies and as a result policymakers' incentives to implement measures to distort the perception of taxpayers (Dell'Anno & Dollery, 2012). Also, the tax burden index (the size and volume of the tax system) has a negative effect on the financial illusion. In fact, when the share of tax revenue in our country's budget increases compared to other revenues (for example, oil revenue), citizens will have a high ability to understand the price of public goods

(Buchanan, 1967 Dell'Anno & Dollery, 2012;). Furthermore, the employment rate variable has a positive effect on the financial illusion index, so that a continuous increase in the employment rate can increase the ability of a society to pay more taxes and increase the incentives of policymakers to hide the heavy tax burden on the employed. (Fasiani, 1941; Dell'Anno & Dollery, 2012).

On the side of the outcome variables, the financial illusion index has a positive effect on the inflation rate variable. In the sense that the policymaker, while increasing the nominal income of the citizens and the higher real tax burden due to the increase in prices, can lower the general level of prices to reduce the value of the government's creditors' claims (in a progressive tax system) towards high stimulation (Dell'Anno & Mourao, 2012). In addition, this index has a positive effect on the budget deficit variable, so that if the government of Iran finances its expenses through debt instead of tax revenues, we will witness the illusion of a budget deficit (Dell'Anno & Mourao, 2012). ; Dell'Anno & Dollery, 2012). Also, the effect of the financial illusion index on the complexity of the tax system is negative, in the sense that the more complex the tax revenue system of a country is, the more difficult it is for a taxpayer to determine the "tax price" of public products, and the probability that he will bear the tax burden related to public programs to underestimate, to overestimate (Buchanan, 1967). The positive sign of the indirect tax rate variable indicates that the more tax revenue is hidden in market prices, the more likely the taxpayer will underestimate the tax burden (Pommerehne & Schneider, 1978; Dell'Anno & Mourao, 2012; Dell'Anno & Dollery, 2012). Finally, the variable coefficient of per capita oil revenue of Iran's provinces is positive and significant in the sense that in countries with abundant energy resources, including oil and gas, the energy tax rate is low and even close to zero (Jeyhoon-Tabar, 2018), so it is a type of illusion resulting from the expected oil revenue (González Aguirre & Del Villar, 2022; Hutabarat, 2015; Jeyhon-Tabar, 2018).

5. Discussion and conclusion

According to the findings of the present research, the high degree of the financial illusion index indicates low transparency in financial parameters and the pattern associated with overestimation and underestimation of expenses and tax liabilities, which over time is stable, repeated and it constantly affects the decisions related to government budgeting. So, a high degree of the financial illusion index causes the feeling of reducing the tax burden and increasing the social advantage, as well as a kind of political ignorance (politicians use financial instruments to create the feeling of paying less than the government aid, in order to deceive the taxpayers). In general, in the state of high financial illusion, taxpayers value more for public expenses compared to their real value, which will ultimately lead to further strengthening the power of the government sector bureaucracy. According to the results, in Iran, regions with weaker facilities, especially in relation to non-public goods, have a desire for the growth mechanism of public expenses, which will result in the strengthening of personal interests and lobby groups. The results of this hypothesis with the research findings of Dell'Anno & Dollery (2014), that policymakers try to hide the real tax burden by using the illusion of debt, fixed wage tax and labor tax, and Also, the findings of Dell'Anno & Mourao (2012) study on countries with a larger shadow economy (study findings of Hosseini and Nasrallahi (2016), Piraei and Rajaei, (2014), Alizadeh and Ghaffari (2012) , Graynejad and Asgharanjad (1388) and Esfandiari and Mehrabani (1385) confirm that the size of the shadow (underground) economy is larger than the gross domestic product in Iran's economy), they are a bigger financial illusion, in accordance with Puviani's analysis (1903), Mauro (2008), is consistent.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

برآورد شاخص توهّم مالی در استان‌های ایران: رویکرد مدل تحلیل شاخص چندگانه-علل چندگانه (MIMIC)

محمدعلی متفکرآزاد[۱]، ناهید عاشوری[۲]، زهرا کریمی‌تکانلو[۳]، جعفر حقیقت[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25895.3420
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۰۸
صص: ۲۰۸-۱۷۳

چکیده

هدف مطالعهٔ حاضر برآورد شاخص توهّم مالی با استفاده از مدل معادلات ساختاری از نوع تحلیل شاخص چندگانه-علل چندگانه، به‌کمک داده‌های طولی، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹، برای ۳۱ استان کشور ایران می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد شاخص توهّم مالی حاکی‌است مهم‌ترین علل توهّم مالی، هزینه‌های آموزشی و بار مالیاتی با ضریب منفی و نرخ اشتغال با ضریب مثبت (همگی از لحاظ آماری معنادار) و مهم‌ترین شاخص‌های توهّم مالی شامل: پیچیدگی سیستم مالیاتی با ضریب منفی و متغیرهای کسری بودجه، نرخ تورم، نسبت مالیات غیرمستقیم و درآمد سرانهٔ نفتی با ضرایب مثبت (همگی ازلحاظ آماری معنادار) می‌باشند. هم‌چنین، نتایج حاصل از برآورد شاخص توهّم مالی حاکی‌است درمیان استان‌ها، کمترین مقدار میانگین این شاخص به استان خراسان شمالی و بیشترین مقدار آن به استان خوزستان و نیز در سطح کشور کمترین مقدار به سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ و بیشترین آن به سال ۱۳۹۹ تعلق دارد؛ بنابراین، شاخص توهّم مالی می‌تواند با تعیین میزان تودهٔ توهّم مالی در تصورات عمومی، سیاست‌گذاری عمومی را آگاه کند.

کلیدواژگان: توهّم مالی، مدل‌سازی معادلات ساختاری، تحلیل شاخص چندگانه-علل چندگانه، استان.
طبقه‌بندی JEL: H3, H8, C3.

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: m.motafakker@gmail.com
۲. دانشجوی دکترای اقتصاد، گرایش منابع و محیط زیست (گرایش دوم بخش عمومی)، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Email: ashouri1990@yahoo.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Email: z.karimi@tabrizu.ac.ir
۴. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Email: jhaghighat79@gmail.com

ارجاع به مقاله: متفکرآزاد، محمدعلی؛ عاشوری، ناهید؛ کریمی تکانلو، زهرا؛ و حقیقت، جعفر، (۱۴۰۱). «برآورد شاخص توهّم مالی در استان‌های ایران: رویکرد مدل تحلیل شاخص چندگانه-علل چندگانه (MIMIC)». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۱۷۳-۲۰۸. doi: 10.22084/aes.2022.25895.3420
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4697.html

۱. مقدمه

یکی از پیامدهای بلندمدت بحران مالی جهانی، نیاز مبرم به مسئولیت‌پذیری بیشتر در امور مالیه عمومی، به‌ویژه بدهی بخش دولتی است (تیرول[1]، ۲۰۱۱: ۱). امروزه این مسأله بر هیچ‌کسی پوشیده نیست که دولت‌ها باید گزارش‌های شفاف از فعالیت‌های مربوط به جمع‌آوری درآمد و هزینه در سطح ملی و هم‌چنین سطوح مختلف دولت در سیستم‌های چندلایه ارائه دهند. در این‌زمینه، مسأله توهم مالی می‌تواند نقش اساسی داشته باشد؛ زیرا ممکن است هزینه‌های واقعی فعالیت بخش دولتی برای شهروندان آشکار نباشد. درواقع، توهم مالی بیشتر در کشورهایی اتفاق می‌افتد که درآمد دولت و هزینه‌های عمومی به‌صورت کامل توسط مؤدیان مالیاتی شناخته و یا کنترل نمی‌شوند. افراد در این جوامع درک نمی‌کنند که افزایش در هزینه‌های عمومی، در طی دورهٔ مالیاتی، به‌صورت هم‌زمان جبران نمی‌شود؛ بلکه ازطریق کسری بودجه جبران می‌شود. این امر موجب انتقال افزایش مالیات به سال‌های بعد و یا افزایش عرضه پول می‌شود که تورم‌زاست. «پوویانی»[2] (۱۹۰۳) بر این نکته تأکید می‌کند که منتخبین سیاسی، سیستم مالی را به‌گونه‌ای طراحی می‌کنند که در آن بار مالیاتی واقعی پنهان بماند. تحلیل وی هر دو طرف بودجه، یعنی مالیات‌ها و مخارج عمومی را در بر می‌گیرد؛ لذا، توهم مالی می‌تواند اشکال مختلفی به خود بگیرد؛ به‌عنوان مثال، توهم مالی ممکن است ناشی از استفاده از بدهی برای تأمین اعتبار کسری بودجه دولت باشد؛ زیرا مالیات‌دهندگان ممکن است از تعهدات کامل مالیاتی که در آینده متحمل می‌شوند، آگاه نباشند.

یک رویکرد تجربی مفید مرتبط با این مسأله، به برآورد شاخص‌های توهم مالی (ماورو[3]، ۲۰۰۸) و نیز گنجاندن آن در شاخص‌های شفافیت جهانی برمی‌گردد (الت و لاسن[4]، ۲۰۰۶). شاخص‌های مناسب ساخته‌شده از این نوع، امکان مقایسهٔ بین‌المللی با کشورهای مختلف را فراهم می‌کنند؛ لذا، آن‌ها ابزاری مفید برای سیاست‌گذاران عمومی هستند.

بنابراین هدف اصلی تحقیق حاضر، شناسایی علل و آثار توهم مالی، به کمک تحلیل مدل شاخص‌چندگانه‌علل‌چندگانه (MIMIC) و پاسخ به این پرسش است که میزان شاخص توهّم مالی برای هر استان و نیز طی دورهٔ موردمطالعه در سطح کشور به چه اندازه بوده و درنهایت به یک مقایسه میان استان‌ها و سال‌های مورد مطالعه ازنظر رتبهٔ شاخص موردنظر پرداخته شده است.

درواقع، وجود ساختاری قوی و مناسب از یک شاخص توهم مالی، دارای چندین مزیت متفاوت است. در وهلهٔ اول، ساختن شاخصی از این نوع، نیاز به ارزیابی دقیق تجربی از عوامل فرضی مختلف درگیر در توهم مالی دارد. یک آزمون تجربی در امتداد این هدف، از منظر سیاسی بسیار ارزشمند است؛ زیرا به‌عنوان روشی برای کشف عوامل مهم توهم مالی عمل می‌کند. در وهلهٔ دوم، فرایند ساخت دقیق یک شاخص، ما را ملزم می‌کند تخمین‌های عددی از اهمیت نسبی آن عواملی را که در توهم مالی تأثیر می‌گذارند، به‌دست آوریم. در وهلهٔ سوم، یک شاخص مقایسه‌ای توهم مالی ممکن است به عموم مردم و سیاست‌گذاران، نه تنها در مورد صحت و سقم

1. Tirole
2. Puviani
3. Mourão
4. Alt & Lassen

مسأله بلکه در جایی‌که یک کشور مشخص در ارتباط با شرکای تجاری خود باشد، هشدار دهد. شفافیت از این نوع، به خودی خود، می‌تواند پاسخ سیاسی مؤثرتری در جهت افشاء یا حداقل بهبود توهم مالی باشد. لذا، با توجه به اینکه موضوع تحقیق حاضر تاکنون در سطح استانی و طی دوره‌ی زمانی ۲۰ ساله (از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹) انجام نشده و نیز نتایج این تحقیق می‌تواند مورد استفاده سیاست‌گذاران حوزه مالیاتی در سطح استانی و منطقه‌ای و نیز اکثر محققان آتی در حوزه‌ی اقتصاد قرار بگیرد، برآورد یک شاخص دقیق به‌منظور قابلیت مقایسه آن با سایر کشورها، جهت تعیین رتبه توهم مالی جهانی، حائز اهمیت توجه و قابل استفاده در تصمیمات سیاستی خواهد بود.

به‌دلیل این‌که بیشتر تحقیقات داخلی به‌منظور محاسبهٔ شاخص توهم مالی از داده‌های آماری سالانه در سطح کشور و برای یک دورهٔ کوتاه‌مدت و نیز با انتخاب یک تا دو متغیر به‌عنوان متغیرهای علّی و پیامد استفاده کرده‌اند و از لحاظ تئوری یک محدودیت تلقی می‌شود؛ لذا، نقطه‌ی عطف این تحقیق استفاده از اطلاعات ترکیبی سری‌زمانی–مقطعی به‌صورت big-data با ۳ متغیر علّی و ۶ متغیر پیامد بوده که یک مزیت به‌شمار رفته و نتایج به واقعیت نزدیک‌تر خواهد بود. با این توصیف با محاسبهٔ شاخص توهم مالی به کمک اطلاعات در سطح خرد و استفاده از متغیرهای متنوع‌تر علّی و پیامد می‌توان از این شاخص با اطمینان و دقت بیشتری در تحقیقات گوناگون استفاده کرد. هم‌چنین، این شاخص به‌عنوان ابزار مناسب سیاست‌گذاری توسط سیاست‌گذاران و نیز تصمیم‌گیران سیاسی و اقتصادی کاربرد خواهد داشت. از سوی دیگر، به‌دلیل وجود رشد اقتصادی حقیقی ناچیز و حتی منفی طی یک دههٔ اخیر، به‌منظور شناخت عوامل تأثیرگذار بر متغیرهای کلان و نوسانات سیکل تجاری، در دسترس بودن اطلاعات نسبی از شاخص توهم مالی می‌تواند مفید فایده قرار بگیرد.

سازماندهی ادامهٔ تحقیق حاضر به این‌صورت است که در بخش دوم، به بیان مبانی نظری و نیز تشریح مطالعات پیشین داخلی و خارجی در این‌زمینه پرداخته؛ در بخش سوم، روش‌شناسی و فرضیه‌های پژوهش تشریح گردیده؛ در بخش چهارم، یافته‌ها و نتایج حاصل از مدل‌سازی معادلات ساختاری، به‌منظور برآورد شاخص توهّم مالی بیان شده و در بخش پایانی، به جمع‌بندی نتایج و ارائه پیشنهادها تمرکز شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق

۲-۱. تعاریف و ادبیات توهم مالی

مفهوم توهّم مالی به برداشت غلط سیستماتیک از هزینه‌ها و مزایای برنامه‌های عمومی اشاره دارد. ریشهٔ تاریخی آن به قرن نوزدهم میلادب بازمی‌گردد، جایی‌که چندین ایدهٔ اساسی توسط «جان استوارت میل»[1] و «جان‌رمزی مک‌کالوچ»[2] توسعه یافت (سوسگرابر و طیران[3]، ۲۰۰۵؛ دولری و ورتینگتن[4]، ۱۹۹۶). اما شاید کامل ترین برخورد با این موضوع توسط «آمیلکار پوویانی» ایتالیایی انجام شده که آثار مهم خود را در اواخر قرن نوزدهم میلادی منتشر کرد (بوکانان[5]، ۱۹۶۷: ۱۴۳–۱۲۶)

1. John Stuart Mil
2. John Ramsay McCulloch
3. Sausgruber and Tyran
4. Dollery & Worthington
5. Buchana

محققان بسیاری درمورد توهم مالی با دیدگاه‌های مختلف سخن گفته‌اند، اجماع نظرشان بر این است که توهم مالی پیچیده است؛ زیرا به طیف گسترده‌ای از واقعیت‌های اقتصادی اشاره دارد. اگرچه توهم مالی قابل مشاهده نیست، اما آثاری مانند فراوانی معاملات نقدی و پیچیدگی نظام مالیاتی را به‌جای می‌گذارد که می‌تواند برای مطالعهٔ ارتباط بین آن‌ها مورداستفاده قرار گیرد (جرارد و نگانگ[1]، ۲۰۱۵: ۲۴۲).

مفهوم توهم مالی به این شرح بیان شده است که نشان‌دهندهٔ موقعیتی است که در آن درآمد دولت به‌طور کامل شفاف نیست یا به‌طور کامل برای جامعه (مالیات‌دهندگان) قابل درک نیست و هزینه‌های دولت نیز از آن‌چه درواقع وجود دارد کمتر به‌نظر می‌رسد. به‌دلیل سهیم بودن اکثریت جامعه در هزینه‌های دولت از محل این درآمدها (درآمدهای پنهان)، میل و رغبت ذاتی عمومی برای هزینه‌های دولتی افزایش‌یافته؛ بنابراین سیاست‌مداران نیز در جهت توسعهٔ اندازهٔ دولت انگیزه‌مند می‌شوند؛ به‌همین دلیل، سیاست‌مداران در زمان نزدیک به انتخابات شروع به اقدامات شایسته‌ای برای کل جمعیت رأی‌دهنده می‌کنند و به آن‌دلیل که جامعه در وضعیت بی‌اطلاعی منطقی (جهل‌منطقی) قرار دارد از این اقدامات شایستهٔ استقبال کرده و دوباره به آن سیاست‌مدار رأی می‌دهند؛ از همین‌رو، این امکان وجود دارد که آن‌ها به روش‌هایی روی آورده که در ظاهر به نفع جامعه است ولی درواقع رفاه آن را کاهش می‌دهند (مولر[2]، ۲۰۰۳: ۲۲۱).

به‌عنوان مثال، سیاست‌گذاران ممکن است بخواهند منابع مالی موردنیاز برای یک طرح ناکارآمد را از راه بدهی‌های بخش عمومی تأمین کنند. تأثیر بی‌واسطه و کوتاه‌مدت چنین سیاستی آن است که جامعه تنها افزایش تدارکات عمومی توسط آن طرح و اجرای برخی زیرساخت‌ها را متوجه می‌شود و در نخواهد یافت که طرح ناکارآمد است؛ زیرا قیمت واقعی آن طرح با مدتی تاخیر پدیدار و بر دوش همهٔ جامعه خواهد افتاد و جامعه دیر یا زود با پیامدهای افزایش بدهی‌های عمومی –به شکل‌های مختلفی هم‌چون کاهش مخارج عمومی یا افزایش مالیات‌ها– روبه‌رو خواهد شد؛ این پدیده به «توهم مالی» معروف است. نکتهٔ قابل‌تأمل، این‌که زمانی که عواقب این طرح‌ها به‌درستی معلوم شود، سیاست‌مداران و مقامات دولتی که در تصویب و اجرای آن‌ها نقش داشته‌اند، دیگر در صدارت نیستند؛ بنابراین مؤاخذه و تنبیه کردن ایشان میسر نیست. یکی از دلایل این افق کوتاه‌مدت سیاست‌مداران آن است که ایشان شاید به‌دلیل چرخهٔ انتخاباتی و به عمد از مشکلات پیچیدهٔ آینده چشم‌پوشی می‌کنند و به مصلحت خود می‌دانند که درحال‌حاضر از اقدامات اساسی ولی غیرعامه‌پسند، که به‌نفع نسل آینده است، دوری کنند. «بی‌اطلاعی منطقی» نیز به این‌معنی است که بسیاری از افراد جامعه نمی‌توانند تشخیص دهند یا ثابت کنند کدام وعده‌ها عملی یا غیرعملی است. جمع‌آوری اطلاعات کافی برای چنین قضاوتی نیازمند آگاهی سیاسی فراوانی است که سرمایه‌گذاری برای کسب آن شاید فاقد ارزش لازم باشد؛ بنابراین بی‌اطلاعی منطقی زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های آموزش یک شخص در یک موضوع از منافع بالقوه‌ای که آن موضوع می‌تواند ایجاد کند بیشتر باشد؛ به‌همین‌دلیل این ناآگاهی و عدم اطلاع را «منطقی» یا «معقول» گویند (گرنیوجن[3]، ۲۰۱۰).

1. Gerard & Ngangue
2. Muller
3. Groenewegen

به‌عنوان شاهد مدعا، «واگنر» (۱۹۷۶) پنج فرضیهٔ خاص را در رابطه با تحلیل تجربی توهم مالی مورد بررسی قرار داد. اولی به فرضیهٔ «پیچیدگی درآمد»[1] ارتباط دارد؛ جایی‌که عدم شفافیت قیمت‌ها و مالیات ناشی از یکپارچه نبودن سیستم درآمدی است؛ به‌عبارت دیگر، در یک سیستم مالیاتی با پیچیدگی بالا، مؤدیان مالیاتی به‌سختی بار مالیاتی را درک خواهند کرد و این امر به دولت کمک کرده تا مخارج عمومی را بدون اطلاع پرداخت‌کنندهٔ مالیات افزایش دهد. دومین فرضیه به «کشش درآمدی»[2] ارتباط دارد؛ جایی‌که رشد درآمد با اشکال متنوع مالیات بر درآمد مرتبط است؛ به‌طوری‌که، در یک سیستم مالیاتی با کشش درآمدی بالا که در آن با افزایش درآمد، مالیات‌ها افزایش می‌یابند (سیستم مالیات تصاعدی)، یک نوع توهم مالی وجود دارد. چون با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیاتی، در حالت بالا بودن کشش درآمدی مالیات، مؤدیان مالیاتی قادر به درک درست بار مالیاتی نیستند. در این حالت مخارج بخش عمومی به‌طور خودکار افزایش خواهد یافت (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۰۲).

سومین مورد به فرضیهٔ «اثر پروانه‌ای (فلای پیپر[3])» مشهور است، که در آن کمک‌های کلان دولتی محرک هزینه‌های عمومی است؛ درواقع، هرچه میزان وابستگی به کمک‌های مالی بیشتر باشد میزان توهم و در نتیجه هزینه بیشتر خواهد بود. چهارمین فرضیه به «توهم اجاره»[4] شهرت داشته که در آن توهم مالی به میزان مالکیت املاک در یک قلمرو قدرت خاص بستگی دارد؛ به عبارت دیگر، این نوع از توهم مالی به مالیات بر املاک و مستغلات تمرکز داشته، به‌طوری‌که مالیات بر دارایی ازطریق فرم افزایش اجاره‌بها به مستأجران منتقل می‌شود؛ درحالی‌که، مستأجران در مقایسه با مالکان از مالیات بر دارایی نهفته در اجاره‌هایشان نامطلع هستند، طرفدار افزایش مخارج عمومی خواهند بود. توهم مالی در این رویکرد بستگی به مالکیت اموال مشخص شده در قلمرو دولت دارد. درنهایت فرضیهٔ پنجم به «توهم بدهی»[5] اشاره داشته، که در این نوع از توهم اگر هزینهٔ برنامه‌های بخش دولتی از طریق مالیات جاری به‌جای استقراض بخش دولتی پرداخت شود، آن‌گاه مالیات‌دهندگان آگاهی بیشتر و درک درست‌تری از هزینه‌ها و درآمد دولت خواهند داشت (اوتز[6]، ۱۹۶۸ و ۱۹۶۸؛ ایپل و اشپینگر[7]، ۱۹۸۱؛ دلامگاس[8]، ۱۹۹۲ و ۱۹۹۳؛ دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۵).

نمونه‌های بی‌شماری از توهّم مالی در تصمیمات دولت‌های کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته، وجود داشته که در این‌میان متأسفانه، فضای اقتصادی حاکم‌بر کشور ایران نیز از گذشته تاکنون توأم با تصمیماتی بوده که بیشتر بر پایهٔ توهم مالی بوده تا این‌که برمبنای واقعیات موجود اتخاذ شده باشد؛ گرچه شدت این توهم در ادوار و دولت‌های مختلف متفاوت بوده است، اما با نگاهی هرچند اجمالی و کوتاه بر تصمیمات و اقدامات اقتصادی دولت‌های نهم و دهم و نتایج آن‌ها بر رفاه جامعه و شهروندان، به این موضوع خواهیم رسید که توهم مالی در دولت‌های یاد شده به حداکثر میزان خود رسیده؛ به‌گونه‌ای که به کرّات و در زمان‌های مختلف این

1. The Revenue-Complexity Hypothesis
2. The Revenue-Elasticity Hypothesis
3. Flypaper Effect Hypothesis
4. The Renter Illusion Hypothesis
5. The Debt Illusion Hypothesis
6. Oates
7. Epple & Schipper
8. Dalamagas

تصمیمات با عنوان –تصمیمات اقتصادی پوپولیستی– مورد انتقاد قرار گرفته و امروز نتایج آن قابل لمس است. با درنظر گرفتن دسترسی به داده‌ها، سه متغیر علّی ساختاری و شش متغیر شاخص توهّم مالی انتخاب شده‌اند که در ادامه به ادبیات این روابط تمرکز شده است.

۲-۲. علل توهم مالی[1]

در این بخش به مهم‌ترین متغیرهای علّی توهم مالی اشاره شده است.

الف) سطح آموزش

ازجمله متغیر قابل مشاهده که ممکن است به بهبود کارآیی استراتژی توهّم مالی کمک کند می‌توان به درنظر گرفتن توانایی یک جامعه در ارزیابی صحیح ذینفعان هر دوی اصلاحات مالیاتی و برنامه‌های هزینهٔ عمومی اشاره کرد. با فرض این‌که این توانایی را می‌توان از سطح تحصیلات شهروندان استنباط کرد، به‌این‌شکل که هر چه درصد افرادی‌که دارای تحصیل عالیه هستند بیشتر باشد، توهّم مالی پایین‌تر خواهد بود (دل‌آنو و دولری[2]، ۲۰۱۲).

هم‌چنین، نتایج حاصل از مطالعهٔ «طرار» و «منیر»[3] (۲۰۱۲)، نشان‌داد که سطح آموزش مالیاتی می‌تواند نقش مؤثری در کاهش سطح توهم مالیاتی داشته باشد؛ به‌طوری‌که، برنامه‌های آموزشی ویژهٔ مالیاتی می‌تواند آگاهی مالیاتی را درمیان مالیات‌دهندگان به‌میزان قابل‌توجهی افزایش دهد و آن‌ها را متقاعد کند که سهم مالیاتی خود را داوطلبانه بپردازند.

به‌طورکلی، به‌نظر می‌رسد که بسیاری از رأی‌دهندگان به‌دلیل پایین‌بودن دانش و آگاهی، در برآورد و پیش‌بینی بدهی‌های مالیاتی خود، در آگاهی از حق نسبی مالیات بر درآمد و مالیات بر ارزش‌افزودهٔ خود، و در ارزیابی دارایی‌های قابل‌توزیع مجدد ناشی از جمع‌آوری این مالیات‌ها کاملاً نادرست عمل کنند. اگر این تصورات نادرست در بین رأی‌دهندگان فراگیر باشد، می‌تواند برای سیاست‌گذار مهم باشد (گمل و پینار[4]، ۲۰۰۴: ۱۳۵–۱۳۶)؛ به‌طوری‌که، عدم تقارن اطلاعاتی بین رأی‌دهندگان و سیاست‌گذاران سبب ایجاد توهم مالی بین رأی‌دهندگان خواهد شد.

هم‌چنین، نتایج مطالعاتی «سونتوس»[5] و همکاران (۱۹۹۸)، با درنظر گرفتن هر دو جنبهٔ توهم مالیاتی، یعنی برآورد بیش از حد بار مالیاتی بر دوش شهروندان و دست‌کم گرفتن هزینه‌های خدمات عمومی ارائه شده به مردم، و نیز مطالعهٔ «سنندجی» و «والاس»[6] (۲۰۱۰) با درنظر گرفتن اصطلاح «ابهام مالی»[7]، ناشی از سطح آگاهی پایین شهروندان سوئدی در زمینهٔ مالیات، مؤید وجود رابطهٔ منفی بین افزایش سطح آگاهی مردم یک اجتماع و ارتقاء دانش قوانین مالیاتی آن‌ها ازطریق برنامه‌های آموزشی دولت، با متغیر توهم مالی است.

---

1. Causes of Fiscal Illusion
2. Dell'Anno and Dollery
3. Tarar & Munir
4. Gemmell & Pinar
5. Csontos
6. Sanandaji & Wallace
7. fiscal obfuscation

بنابراین، در این تحقیق نیز با الهام از نتایج مطالعات پیش‌گفته انتظار بر این است که سطح تحصیلات با توهّم مالی، با فرض این‌که آموزش عالی، اثربخشی مکانیسم‌های توهم مالی اعمال شده برای تحریف درک شهروندان از بار مالیاتی خود را کاهش می‌دهد (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۲)، رابطه‌ای منفی دارد.

ب) نرخ اشتغال

دومین دلیل احتمالی توهّم مالی را می‌توان به نرخ اشتغال نسبت داد؛ با پیروی از مطالعهٔ «فسیانی» (۱۹۴۱)، افراد خوداشتغال در مقایسه با کارمندان، فعال‌تر و آگاهی بالاتری نسبت به بار مالیاتی خود به‌هنگام تمکین مالیاتی دارند. به‌دلیل این‌که این گروه از شاغلین با سیستم مالیاتی جزئی‌تری مواجه هستند. به‌نظر ایشان، انتظار می‌رود که نرخ خوداشتغالی بالاتر، شاخص توهم مالی را افزایش دهد؛ زیرا انگیزه‌های سیاست‌گذار را برای تحریف درک بار مالیاتی افزایش می‌دهد (فسیانی[1]، ۱۹۴۱).

هم‌چنین، طبق نتایج مطالعاتی «ایلمیاه»[2] و همکاران (۲۰۲۰) و «اوتاری»[3] (۲۰۱۵)، وقتی نرخ بیکاری افزایش می‌یابد (به‌عبارت دیگر، نرخ اشتغال کاهش می‌یابد) درآمد و بهره‌وری افراد کاهش‌یافته و سیاست‌گذاران ناتوان از اجرای استراتژی‌های تحمیل بار مالیاتی بر این گروه از افراد خواهند بود؛ لذا می‌توان شاهد کاهش توهم مالی بود. در دیدگاهی دیگر، طبق تحلیل «اوتاری» (۲۰۱۵)، نرخ بالاتر بیکاری سبب کاهش درآمد جامعه شده و تأثیر مستمر این کاهش، سبب کاهش توانایی آن جامعه برای پرداخت مالیات‌های دولت است و این یعنی ناتوانی در تحمیل بار مالیاتی بر افراد.

با توجه به تفاسیر بالا، در این تحقیق انتظار وجود رابطه‌ای مثبت بین نرخ اشتغال و توهم مالی می‌رود.

ج) بار مالیاتی

سومین عامل تأثیرگذار بر توهّم مالی، می‌تواند نسبت درآمدهای مالیاتی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان بار مالیاتی باشد. رابطهٔ بین مالیات و توهّم مالی به‌عنوان یک رابطهٔ علّی یک‌طرفه نبوده، بلکه این دو متغیر به‌طور درون‌زا تعیین می‌شوند. در سمت دیگر، مؤدیانی که مالیات بیشتری می‌پردازند (به‌طور معمول) با افزایش بیشتر مالیات مخالفند (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۴)؛ به‌عنوان مثال، بار مالیاتی ممکن است، به‌عنوان ابزاری در دست سیاست‌گذار، سبب کاهش ادراک مؤدیان درنظر گرفته شود؛ بنابراین از یک‌طرف، بار مالیاتی (مؤثر) بالاتر، دولت را تشویق می‌کند تا استراتژی توهم مالی را با هدف افزایش قیمت کالاهای عمومی اتخاذ کند. از طرف دیگر، زمانی‌که بار مالیاتی بالا باشد، شهروندان ممکن است به رژیم مالیاتی سنگین عادت کرده و مخالفت آن‌ها با مالیات سنگین‌تر ممکن است به نتیجه نرسد. در این مورد، زیاده‌روی شهروندان ممکن است مشوق‌هایی را برای سیاست‌گذار برای اجرای استراتژی‌های توهم مالی ایجاد کند (بوکانان، ۱۹۶۷: به نقل از دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۲).

طبق نتایج بالا، انتظار وجود رابطه‌ای دوطرفهٔ بین شاخص توهم مالی و بار مالیاتی است.

---

1. Fasiani
2. Ilmiyyah
3. Utari

۲-۲. پیامدهای توهم مالی[1]

در سمت دیگر، حسب دسترسی به داده‌های آماری در کشور ایران و در سطح استانی، شش متغیر پیامد توهّم مالی انتخاب گردید که شامل نرخ تورم، کسری بودجه، نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به مستقیم، پیچیدگی سیستم مالیاتی، نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی و درآمدهای نفتی می‌باشد.

الف) بدهی عمومی (کسری بودجه)

در ارتباط با متغیر کسری بودجهٔ دولت، می‌توان گفت که یک استراتژی رایج برای ایجاد توهّم مالی، استفاده از ابزار بدهی عمومی است. درواقع، احتمال این‌که مؤدیان مالیاتی در ارتباط با هزینهٔ برنامه‌های عمومی، بدهی‌های مالیاتی خود را ازطریق استقراض از بخش دولتی به تعویق بیندازند، در مقایسه با آن‌که بدهی‌های مالیاتی خود را از طریق مالیات فعلی پرداخت کنند، بیشتر است (اوتز، ۱۹۸۸: ۸۰). هم‌چنین، «ایپل» و «شیپر»[2] (۱۹۸۱) طی مطالعه‌ای که برروی کارکنان شهرداری انجام دادند به کمک فرضیهٔ توهم بدهی نشان دادند که کارکنان شهرداری انتظار داشتند تعهدات بازنشستگی آن‌ها ازطریق مالیات‌های محلی تأمین شود. درحالی‌که، اگر مجموع کل سرمایه با بدهی پوشش داده شود، انتظار آن‌ها بر این است که توهم بدهی وجود ندارد و قیمت مالیات مخارج تأمین‌شده دقیقاً از بدهی حاصل شده است؛ همان‌طورکه «دولری» و «ورتینگتن» (۱۹۹۵) با انجام آزمونی غیرمستقیم از فرضیهٔ توهم بدهی نشان‌دادند که بدهی‌های شهرداری درواقع کمتر از سرمایهٔ ورودی به ارزش مسکن تبدیل شده است. مهم‌ترین نتیجه یافته آن‌ها این است که بدهی شهرداری، تحت‌تأثیر سرمایه، شواهد لازم اما کافی را برای فرضیهٔ توهم بدهی فراهم نمی‌کند، یعنی بدهی و مالیات فعلی به‌عنوان جانشین کامل درنظر گرفته نمی‌شوند و ممکن است بدهی ارجح باشد. اگر چنین باشد، شهرداری‌هایی که به تأمین مالی بدهی متکی هستند ممکن است سطوح بالاتری از هزینه‌ها را نسبت به شهرداری‌های مشابهی که فعالیت‌های دولتی را از مالیات جاری تأمین می‌کنند، نشان‌دهند؛ بنابراین، این بدان مفهوم است که توهم بدهی ممکن است در سوگیری هزینه‌های عمومی به سمت بالا مؤثر باشد (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۵).

توهم مالی هم‌چنین زمانی قابل طرح است که هزینه‌های عمومی ازطریق استقراض دولت یا از فروش اوراق قرضهٔ دولتی تأمین شود. یک دولت می‌تواند با فروش اوراق قرضه به مردم و استفاده از عواید آن برای هزینه‌های عمومی وام بگیرد. دولتی که با فروش اوراق قرضهٔ وام می‌گیرد، متعهد می‌شود که در طول زمان به دارندگان اوراق، بهره بپردازد و ارزش اوراق را در پایان عمر اوراق بازپرداخت کند. برای تأمین مالی و بازپرداخت اوراق، دولت نیاز به مالیات‌های آتی و یا نیاز به استقراض مجدد خواهد داشت، اما درنهایت بازپرداخت مستلزم مالیات‌های آتی خواهد بود؛ بنابراین، تأمین مالی اوراق قرضهٔ مخارج عمومی، ازجمله بار اضافی مالیات معوق است (هیلمن[3]، ۲۰۰۹: ۲۸۸-۲۸۹؛ به نقل از مداح و جیحون‌تبار، ۱۳۹۷: ۸۴۳). درواقع، هنگامی‌که مردم به اشتباه درمورد مسیر زمانی مزایای آینده یا مسیر زمانی مالیات‌های آتی مطلع شوند، توهم می‌تواند ظاهر شود. اغراق در

1. Indicators of Fiscal Illusion
2. Epple & Schipper
3. Hillman

درک ارزش فعلی خالص ثروت در آینده، نشان‌دهندهٔ اضافه شدن واهی به ثروت است که می‌تواند بر مصرف واقعی و تصمیمات دارایی تأثیر بگذارد (فلوید و هینز[1]، ۱۹۷۸: ۳۸۰).

بر اساس تئوری توهم مالی، ویژگی‌های ساختار مالیاتی سبب می‌شود که مؤدیان مالیاتی مقدار مالیاتی را که می‌بایست بپردازند، کمتر از مقدار واقعی برآورد نمایند. این وضعیت تقاضای اضافی برای کالاهای عمومی را ایجاد می‌کند و موجب می‌شود تا نسبت به حالت عدم وجود توهم مالی، مخارج عمومی بیشتری از سوی مردم تقاضا شود (گمل و همکاران[2]، ۱۹۹۹)؛ بنابراین، توهم مالی مؤدیان مالیاتی، ساختاری از انگیزه‌ها را در مقابل سیاست‌مداران و تصمیم‌گیرندگان قرار می‌دهد که سبب اتخاذ برنامه‌های مصارف (مخارج) عمومی و افزایش مخارج و اندازهٔ دولت می‌شود (قره‌باغیان، ۱۳۷۲: به نقل از: گیلک حکیم‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۸).

پس با توجه به تفاسیر بالا، با افزایش توهّم مالی، انتظار بر افزایش بدهی عمومی (افزایش کسری بودجهٔ دولت) است.

ب) پیچیدگی سیستم مالیاتی

شاخص تمرکز «هیرشمن–هرفیندال» (H) معمولاً به‌عنوان معیاری از پیچیدگی یا پراکندگی ساختار مالیات استفاده می‌شود. تجزیه‌شدن سیستم مالیاتی را می‌توان به‌عنوان میزان پراکندگی کل درآمد مالیاتی بر مالیات‌های مختلف تعریف کرد. «بوکانان» و «واگنر»[3] (۲۰۰۰) استدلال می‌کنند که ساختارهای پیچیدهٔ پرداخت مالیات (همراه با مالیات غیرمستقیم) یک توهم مالی ایجاد می‌کند که باعث دست‌کم گرفتن قیمت‌های مالیاتی مخارج عمومی می‌شود. طبق این فرضیه، هرچه سیستم درآمد پیچیده‌تر باشد، تعیین «قیمت مالیات» تولیدات عمومی برای مؤدی دشوارتر بوده و احتمال این‌که او بار مالیاتی مرتبط با برنامه‌های عمومی را دست‌کم بگیرد، بیشتر می‌شود. «واگنر» (۱۹۷۶) اولین کسی بود که از شاخص تمرکز هیرشمن–هرفیندال برای بررسی توهم مالی استفاده کرد؛ همان‌طورکه «اوتس»[4] (۱۹۸۸) اشاره می‌کند، انتخاب واگنر یک انتخاب تأثیرگذار بوده است، زیرا هر مطالعهٔ بعدی درمورد فرضیهٔ پیچیدگی درآمد از این شاخص به‌عنوان معیار متغیر توهم استفاده کرده است. در این تحقیق، ما یک نسخهٔ نرمال‌شده از شاخص H را در دامنهٔ تغییرات ۰ تا ۱۰۰ اعمال می‌کنیم؛ به‌طوری‌که، اگر یک کشور تمام درآمدهای خود را از یک نوع مالیات (به‌عنوان مثال، مالیات مستقیم) جمع‌آوری کند، شاخص H به حداکثر مقدار خود خواهد رسید. اگر درآمدها به‌طور مساوی بین تمامی منابع مالیاتی تقسیم شود، حداقل ارزش ممکن صفر خواهد بود (پیچیدگی بالای سیستم درآمد)؛ بنابراین، مقدار بالاتر شاخص H با پیچیدگی پایین سیستم درآمد همراه است (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۲). با این‌اوصاف، انتظار بر آن است که شاخص هرفیندال رابطه–ای منفی با توهّم مالی داشته باشد.

1. Floyd and Hynes
2. Gemmell et al.
3. Buchanan and Wagner
4. Oates

ج) نسبت مالیات غیر مستقیم

متغیر نسبت مالیات غیرمستقیم، می‌تواند رابطه‌ای دوطرفه با متغیر توهّم مالی داشته باشد. طبق فرضیهٔ «میل»[1] (۱۸۴۸)، برداشت مالیات ازطریق مالیات غیرمستقیم در مقایسه با مالیات مستقیم دست‌کم گرفته می‌شود؛ زیرا از نظر مؤدیان، مالیات غیرمستقیم کمتر مشهود است؛ با این‌حال، فرضیهٔ میل، که توسط «اشمولدرز»[2] (۱۹۶۰) و «بوکانا»[3] (۱۹۶۷) تأکید شده، یکی از رایج‌ترین اشکال بوده که به موجب آن یک سیاست‌گذار سطح فداکاری مؤدیان مالیاتی را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، انتظار بر این است که سهم مالیات غیرمستقیم با توهّم مالی رابطه‌ای مثبت داشته باشد؛ زیرا هرچه درآمد مالیاتی در قیمت‌های بازار پنهان شود، احتمال این‌که مؤدی بار مالیاتی را دست‌کم بگیرد، بیشتر است (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۴؛ مک‌کولاک[4]، ۱۹۷۵؛ شمس‌الدینی و شهرکی، ۱۳۹۵: ۹۱؛ به نقل از مطالعه جیحون‌تبار، ۱۳۹۷: ۱۶۵–۱۶۶).

هم‌چنین، در ادبیات مربوط به توهم مالی، به‌خوبی ثابت شده که افزایش سهم درآمد جمع‌آوری‌شده از مالیات‌های غیرمستقیم، نشان‌دهندهٔ بهره‌برداری بیشتر از استراتژی‌های توهم مالی توسط سیاست‌گذار است (پومرن و اشنایدر[5]، ۱۹۷۸؛ دلری و ورتینگتن، ۱۹۹۵)؛ بنابراین، آزمون تجربی فرضیهٔ میل شامل یافتن شواهدی است که نشان می‌دهد افزایش درآمد حاصل از نسبت مالیات‌های غیرمستقیم، حجم بالایی از توهم مالی را رقم خواهد زد.

در دیدگاهی دیگر، مالیات غیرمستقیم از نظر شناختی غیرشفاف است؛ زیرا مالیات در قیمت محصول گنجانده شده است (پنهان است). با این‌حال، میزان عدم شفافیت در شناسایی مالیات‌های غیرمستقیم در عمل ممکن است به چارچوب خاص مالیات‌های غیرمستقیم بستگی داشته باشد؛ به‌عنوان مثال، پرداخت مالیات در برخی موارد (به‌عنوان مثال، مالیات بر ارزش افزوده) به‌طور جداگانه برروی رسیدها ذکر می‌شود، اما در موارد دیگر این‌گونه نیست، که حاکی از وجود توهم مالی است (اسلمرود و کریشنا[6]، ۲۰۰۳؛ مک‌کافری و بارون[7]، ۲۰۰۴؛ به نقل از ساسگروبر و طیران[8]، ۲۰۰۵).

طبق استدلال مک‌کلاک، مودیان مالیاتی نه‌تنها برداشت درستی از مخارج عمومی ندارند، بلکه منافع حاصل از چنین مخارجی را نیز به‌درستی متوجه نمی‌شوند. «جان استوارت میل»[9] (۱۹۷۳: ۲۳۶–۲۳۵) خط‌مشی مشابهی را در کتاب *اصول اقتصاد سیاسی* خود دنبال کرد و تأکید بیشتری بر تورش حاصل شده در مخارج دولت داشت. بر اساس مطالعهٔ میل، توهم مالی عمدتاً به‌علت غیرقابل رؤیت بودن مالیات‌های غیرمستقیم است تا مالیات‌های قابل رؤیت (مستقیم) (ساسگروبر و طیران، ۲۰۰۵). طبق فرضیهٔ میل، افزایش در مخارج عمومی در نتیجه کمتر از حد برآورد کردن بار واقعی مالیات است. این موضوع نشان می‌دهد که چگونه می‌توان افزایش بی‌رویهٔ مخارج

1. Mill
2. Schmölders
3. Buchana
4. McCullock
5. Pommerehne & Schneider
6. Slemrod and Krishna
7. McCaffery & Baron
8. Sausgruber & Tyran
9. J. S. Mill

عمومی در کشورهای مختلف را کاهش داد. «چتی»[1] و همکاران (۲۰۰۹)، فرضیهٔ میل را ازطریق یک مطالعهٔ تجربی مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها نشان‌دادند که جمع‌آوری مالیات غیرمستقیم، توهم مالی را افزایش می‌دهد؛ درحالی‌که در یک نظام مالیاتی ساده، مؤدی مالیاتی برداشت دقیق‌تری از بار مالیاتی دارد (چتی و همکاران، ۲۰۰۹). هم‌چنین، طبق مطالعهٔ «بوکانان»[2] (۱۹۶۷)، این نوع توهم به این‌دلیل به‌وجود می‌آید که مالیات پرداختی یک فرد به کالاها و خدمات خصوصی، اختصاص می‌یابد. این نوع مالیات مشخصهٔ مالیات‌های غیرمستقیم است که در آن مالیات به‌طور اسمی در قیمت کالا یا خدمات خصوصی لحاظ می‌شود، اما به هر نوعی از مالیات غیرمستقیم مرتبط است. در ادبیات مربوط به توهم مالی، به‌خوبی ثابت شده است که افزایش سهم درآمد جمع‌آوری‌شده توسط مالیات‌های غیرمستقیم، حاکی از بهره‌برداری بیشتر سیاست‌گذاران از استراتژی‌های توهم مالی است (پومرن و اشنایدر، ۱۹۷۸؛ دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۵))؛ بنابراین، آزمون تجربی فرضیهٔ میل شامل یافتن شواهدی است که نشان می‌دهد افزایش درآمد ناشی از مالیات‌های غیرمستقیم با توهم مالی بالا همراه است؛ بنابراین با توجه به موارد بالا، انتظار بروجود رابطه‌ای دوطرفه بین توهم مالی و نسبت مالیات غیرمستقیم می‌رود.

د) نرخ تورم

متغیر نرخ تورم، برداشت نادرست از بار مالیاتی ناشی از توهّم پولی را درنظر می‌گیرد. در این حالت، احزاب حاکم ممکن است با افزایش درآمد اسمی و بار مالیاتی واقعی بالاتر، سطح عمومی قیمت‌ها را برای کاهش ارزش مطالبات طلبکاران دولت (در یک سیستم مالیاتی پیشرو) تحریک کنند؛ به‌عبارت دیگر، استفاده دولتمردان از انتشار سکهٔ بدون پشتوانه برای تأمین مالی کالاها و خدمات عمومی ممکن است منجر به تورم و از بین رفتن قدرت خرید ارز در اختیار شهروندان شود؛ لذا انتظار بر این است که نرخ تورم با توهّم مالی، به‌دلیل این‌که افراد بلافاصله متوجه افزایش بار مالیاتی ناشی از افزایش قیمت‌ها نمی‌شوند، رابطه‌ای مثبت داشته باشد (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۲).

ه) نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی

نوسانات مکرر و نا اطمینانی مستمر در نرخ‌های واقعی ارز، می‌تواند با ایجاد یک شرایط نا اطمینان و متزلزل در زمینهٔ سود ناشی از مبادله‌های بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و هم‌چنین کم‌تحرکی جریان سرمایه ازطریق کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های خارجی و به‌هم خوردن سبد دارایی‌های مالی مردم به‌صورت تأثیر بر قیمت کالاهای عمومی، شود. هم‌چنین، افزایش و تعدد نوسان‌های نرخ واقعی ارز سبب بالا رفتن قیمت کالاهای قابل‌مبادله و افزایش خطر پوشش تغییرات پیش‌بینی‌نشده نرخ واقعی ارز می‌شود (منافی انور و همکاران، ۱۳۹۴)؛ بنابراین، نوسانات نرخ ارز به‌عنوان شاخصی از نرخ مبادلهٔ پول ملی با پول سایر کشورها، می‌تواند تحت‌تأثیر شاخص توهم مالی قرار گیرد. در صورت نوسانات بالای نرخ ارز، قدرت خرید کالاها و خدمات افراد نیز نوسان

1. Chetty
2. Buchanan

داشته و پول یک کشور در برابر ارزهایی با تورم پایین، تضعیف می‌شود؛ لذا انتظار بر این است که احزاب حاکم ممکن است، با افزایش درآمد اسمی و بارهای مالیاتی واقعی بالاتر، تورم قیمت را برای کاهش ارزش مطالبات طلبکاران دولت (در یک سیستم مالیاتی پیشرو) تحریک و نرخ ارز ملی را تحت‌تأثیر قرار دهند؛ به‌عبارت بهتر، با کاهش نرخ ارز حقیقی، ارزش پول داخلی در بازارهای جهانی افزایش‌یافته و موجب کاهش صادرات و افزایش واردات و در نتیجه با فشار بر بودجهٔ دولت، مخارج حقیقی دولت افزایش می‌یابد (زروکی و ازوجی، ۱۳۹۷)؛ لذا انتظار بر این است که نرخ ارز با توهّم مالی، رابطه‌ای معنادار داشته باشد، که این جریان را می‌توان به توهم مالی ناشی از نوسانات نرخ ارز مؤثر، به‌عنوان توهم نوسانات نرخ ارز، نسبت داد.

و) درآمد حاصل از فروش منابع نفتی

درمورد کشورهایی که درآمد اصلی دولت از درآمد نفت حاصل می‌شود، درآمد نفتی شاخص دیگری است که بر قیمت کالاهای عمومی تأثیر می‌گذارد که به آن «توهم درآمد نفتی» می‌گویند (نمونهٔ دیگری از توهم مالی). وقتی توهم مالی را بررسی می‌کنیم، ممکن است به موردی برسیم که شهروندان قیمت کالاهای عمومی را دست‌کم گرفته و هزینه‌های درآمد نفتی تزریق شده به جامعه را درنظر نگیرند. با الهام از یافته‌های مطالعاتی «هتبرات»[1] (۲۰۱۵) و «مداح» و «جیحون‌تبار» (۲۰۱۸)، می‌توان درآمدهای نفتی را به‌عنوان یکی دیگر از عوامل تأثیرپذیر از شاخص توهم مالی به‌شمار آورد (مداح و جیحون‌تبار، ۱۳۹۷؛ هوتبرات[2]، ۲۰۱۵)؛ به‌عبارت دیگر، اگرچه نفت بخش قابل‌توجهی از کل بودجهٔ ایران را تشکیل می‌دهد، اما هیچ مالیاتی بر نفت (به‌عنوان درآمد یا ثروت) اعمال نمی‌شود؛ بنابراین، در مالیات بر کالاهای عمومی، قیمت کمتر از هزینهٔ واقعی آن برآورد می‌شود و تقاضای مردم برای خدمات عمومی افزایش می‌یابد (مداح و جیحون‌تبار، ۱۳۹۷).

به‌عنوان یک مثال، فرض کنید که ۱۰سِنت از یک دلار اضافی از درآمد قابل تصرف رأی‌دهندگان معمولاً صرف آموزش می‌شود. به ازای هر دلار درآمد حاصل از نفت، انتظار داریم که دولت ۱۰سِنت برای هزینه‌های آموزشی هزینهٔ کند و ۹۰سِنت به‌صورت کاهش بدهی مالیاتی به مالیات‌دهندگان بازگرداند. مقدار پولی که به مالیات‌دهندگان بازگردانده می‌شود، با توجه به ماهیت ناقص اطلاعات بودجهٔ دولت، که با پدیده‌ای به‌نام توهم مالی مرتبط است، کمتر از ۹۰سِنت خواهد بود (داونز[3]، ۱۹۷؛ واگنر[4]، ۱۹۷۶).

در مفهومی دیگر، به‌هنگام افزایش درآمدهای نفتی به‌عنوان یکی از منابع غیرمالیاتی دولت، برآورد افراد از قیمت کالاهای عمومی تغییر کرده و درواقع کمتر از قبل می‌شود که این مهم سبب افزایش تقاضا برای کالاهای عمومی و به‌تبع آن افزایش توهم مالی می‌شود (زروکی و ازوجی، ۱۳۹۷)؛ بنابراین، می‌توان گفت که درآمد نفتی تحت‌تأثیر پدیدهٔ توهم نفتی قرار داشته که در این تحقیق، در سمت متغیرهای شاخص قرار می‌گیرد (به‌عبارت دیگر، در سمت متغیرهای تأثیرپذیر از توهم مالی است).

1. Hutabarat
2. Hutabarat
3. Downs
4. Wagner

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

طبق نتایج مطالعات داخلی، «بزازان» و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از الگوی شاخص‌های چندگانه–علل چندگانه (MIMIC) به برآورد شاخص توهم مالی در اقتصاد ایران برای دورهٔ زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳ پرداخته و سپس به کمک الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) به بررسی تأثیر این شاخص بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی‌است مهم‌ترین متغیر تعیین‌کنندهٔ اندازهٔ توهم مالی در ایران، بار مالیاتی بوده که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق ایجاد توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی عمومی را دارند.

در مطالعه‌ای دیگر، مداح و جیحون‌تبار (۱۳۹۷)، فرضیهٔ پیچیدگی ساختار درآمد دولت در اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۶۰–۱۳۹۴ را بررسی کرده که طبق نتایج آن‌ها، در اقتصاد ایران مؤدیان مالیاتی دچار توهّم مالی پیچیدگی ساختار مالیات نیستند و نیز توهّم مالی ناشی از ناملموس بودن مالیات‌ها مورد تأیید تجربی قرار نمی‌گیرد.

«زروکی» و «ازوجی» (۱۳۹۷) در مطالعهٔ خود به کمک رهیافت NARDL، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۶ و با استفاده از داده‌های فصلی، به تبیین توهم مالی به کمک شاخص‌های پنج‌گانهٔ فروض واگنر پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی‌است، معیارهای توهم کشش درآمدی و پیچیدگی سیستم مالیاتی با تأثیر بر مخارج دولت به‌وجود توهم مالی در اقتصاد ایران تأکید می‌کنند و سه معیار توهم کسری، توهم بدهی و توهم نسبت مالیات غیرمستقیم بدون تأثیر بر مخارج دولت، وجود توهم مالی را تأیید نمی‌کنند.

هم‌چنین، «مداح» و همکاران (۱۳۹۵) ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در اقتصاد ایران را طی دورهٔ ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۱ بررسی کرده و نتیجه گرفتند که اقتصاد سایهٔ تأثیر مثبت و معنادار بر توهم مالی در ایران دارد و آن‌ها بیان داشتند که وجود اقتصاد سایه‌ای بزرگ در ایران، رشد مثبتی در توهم مالی دارد.

به‌علاوه، «مداح» و «فراهتی» (۱۳۹۴) نشان‌دادند که توهم تنها در حالت کاهش مالیات غیرمستقیم برقرار بوده و رابطهٔ علیّت گرانجری به‌هنگام تغییرات مثبت مالیات غیرمستقیم وجود ندارد.

«مداح» و «صادقی» (۱۳۹۲) نشان‌دادند که متغیرهای بار مالیاتی و سطح آموزش به‌عنوان علل و از متغیرهای بدهی عمومی دولت، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم و نسبت مخارج مصرفی خصوصی به بدهی عمومی دولت به‌عنوان پیامدهای توهم مالی استفاده شده است.

«گنزالز آگور» و «دل‌ویلار»[1] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با تمرکز بر سیستم آماری گمرک کشور اکوادور و با انتخاب شش کشور: بولیوی، شیلی، کلمبیا، اکوادور، پرو و پاناما طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷، به کمک مدل‌سازی مرز تولید تصادفی[2]، به بررسی اثرات پیچیدگی سیستم درآمد مالیاتی و عناصر دیگر شامل درآمدهای منابع طبیعی، هزینه‌های عمومی و ظرفیت سیستم آماری بر کوشش مالیاتی، پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی‌است کشورهایی که سیستم مالیاتی آن‌ها دارای درجهٔ پیچیدگی کمتری است، سطح بهتری از جمع‌آوری درآمد و

1. González Aguirre & Del Villar
2. Modeling a stochastic production frontier

تلاش مالیاتی و هم‌چنین بهبود کیفیت و انتشار داده‌های را ارائه می‌دهند؛ هم‌چنین، زمانی‌که قیمت نفت‌خام درحال افزایش است، تلاش مالیاتی کاهش می‌یابد.

«سرانو»[1] و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای برروی اقتصاد برزیل نتایج نشان‌دادند که افزایش مخارج عمومی در برزیل تاحدی نتیجهٔ وجود توهم مالی بوده و برزیل توانسته طی ۲۰ سال اخیر، انگیزه‌های ایجاد توهم مالی را کاهش دهد، اما سطح متغیرها در مقایسه با سایر کشورها هم‌چنان بالا می‌باشد و نشان می‌دهد که مشکل توهم مالی در این کشور هنوز نگران‌کننده است.

درمیان مطالعات خارجی، «پرادو» و «داسیلوا»[2] (۲۰۲۰) در مطالعهٔ خود به کمک روش‌های حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و میانگین گروهی ترکیبی (PMG)، در بازهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵م.، برروی ۲۶ منطقه از کشور برزیل به بررسی شواهدی از قانون واگنر و فرضیهٔ توهم مالی پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان‌داد که به‌دلیل توهم مالی، مناطق کمتر توسعه‌یافته در برزیل تمایل دارند که در یک مکانیسم رشد هزینه‌های عمومی قرار گیرند؛ به‌خصوص در هزینه‌های مربوط به کالاهای غیرعمومی، که تمایل به منافع شخصی و گروه‌های لابی دارند.

هم‌چنین، «ابتماکرو» و «دل‌آنو»[3] (۲۰۲۰) با استفاده از شاخص توهم مالی «دل‌آنو» و «دولری» (۲۰۱۴) و با درنظر گرفتن مالیات تصاعدی در یک دولت با رانت حداکثری، نشان‌دادند که طراحی سیستم مالیاتی می‌تواند به‌طور محسوسی تحت‌تأثیر توهم مالی در جمع آراء رأی‌دهندگان باشد.

به‌علاوه، «زیمیانوویچ»[4] و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعهٔ خود نشان‌دادند که عدم شفافیت عملکردهای با استفاده از بودجهٔ عمومی، درآمد بودجه را کاهش داده و ممکن است بر تراز بودجهٔ دولت تأثیر منفی بگذارد یا حتی منجر به افزایش بار مالیاتی برروی همهٔ مالیات‌دهندگان شود؛ هم‌چنین، تجزیه و تحلیل آن‌ها نشان‌داد که میزان رشد هزینه‌های مالیاتی به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از هزینه‌های مستقیم دولتی بوده؛ بنابراین این موضوع منجر به توهم مالی شده است.

مطالعهٔ «جرارد» و «نگانگ» (۲۰۱۵) در ۱۵ کشور آفریقایی در طول سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲م. نشان‌دادند که رابطه‌ای مثبت و معنادار بین توهم مالی و کسری بودجه وجود دارد. در مطالعهٔ تجربی دیگر، «ابوت» و «جونز»[5] (۲۰۱۵) اثر توهم مالی بر مخارج دولتی در ۳۶ ایالت آمریکا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰م. آزمودند که نتایج آن‌ها حاکی‌است، توهم مالی باعث افزایش سطح هزینه‌های دولت می‌شود.

علاوه‌بر این مطالعات، دل‌آنو و دولری (۲۰۱۴) در ۲۸ کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸م. نشان دادند که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن بار مالیاتی واقعی با استفاده از توهم بدهی، مالیات بر دستمزد ثابت و مالیات بر نیروی کار دارند.

1. Serrano
2. Prado& da Silva
3. Abatemarco & Dell'Anno
4. Dziemianowicz et al.
5. Abbott & Jones

هم‌چنین، «بوئن» و همکاران[1] (۲۰۱۲) در مطالعهٔ خود ارتباط بین توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در ۱۰۴ کشور را با استفاده از مدل شاخص‌های چندگانه–علل چندگانه (MIMIC) طی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹م. پرداختند. نتایج آن‌ها نشان‌داد که توهم مالی اثر منفی و معنادار بر اقتصاد سایه‌ای در کشورهای تحت مطالعه داشته است.

با این‌وجود، دل‌آنو و مورائو (۲۰۱۲) با استفاده از مدل شاخص‌های چندگانه–علل چندگانه (MIMIC) و داده‌های ترکیبی ۵۰ کشور به بررسی اثر فعالیت‌های اقتصاد سایه بر توهم مالی پرداختند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان‌داد که در کشورهایی با اقتصاد سایه‌ای بزرگ‌تر، توهم مالی بزرگ‌تری وجود دارد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

به‌منظور طراحی الگویی جهت برآورد شاخص توهّم مالی در استان‌های ایران، با درنظر گرفتن محدودیت دسترسی به اطلاعات آماری در سطح خرد[2]، این پژوهش ناگزیر از به‌کارگیری برخی متغیرهای علّی و پیامد (شاخص) بوده‌است. به‌همین‌منظور، با به‌کارگیری داده‌های سری‌زمانی طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ و داده‌های مقطعی مربوط به ۳۱ استان ایران، و با استفاده از مدل شاخص‌چندگانه–علل‌چندگانه و با گردآوری اطلاعات آماری، متغیرهای علّی شامل: بار مالیاتی، نرخ اشتغال و متغیر آموزش (به‌شکل هزینه‌های آموزش) و متغیرهای پیامد (شاخص) شامل نرخ تورم، بدهی دولت، شاخص هرفیندال، نسبت مالیات غیرمستقیم، نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی و درآمد سرانهٔ نفتی می‌باشند. داده‌های مربوط به تمامی متغیرها از سامانهٔ سالنامه‌های آماری استانی، سامانهٔ بانک مرکزی، سامانهٔ داده‌های اقماری منطقه‌ای، داده‌های صندوق بین‌المللی پول[3] و مطالعات کتابخانه‌ای تهیه گردیده است. به‌علاوه، با درنظر گرفتن شاخص توهّم مالی به‌عنوان یک متغیر پنهان غیرقابل مشاهده، الگوی مفهومی مدل MIMIC تحقیق حاضر به‌صورت شکل ۱، می‌باشد و فرم خلاصه‌شدهٔ آن به پیروی از مطالعات «وک» و «هاننمن»[4] (۱۹۸۳) و «دل‌آنو» و «ماورو» (۲۰۱۲) به‌صورت زیر است:

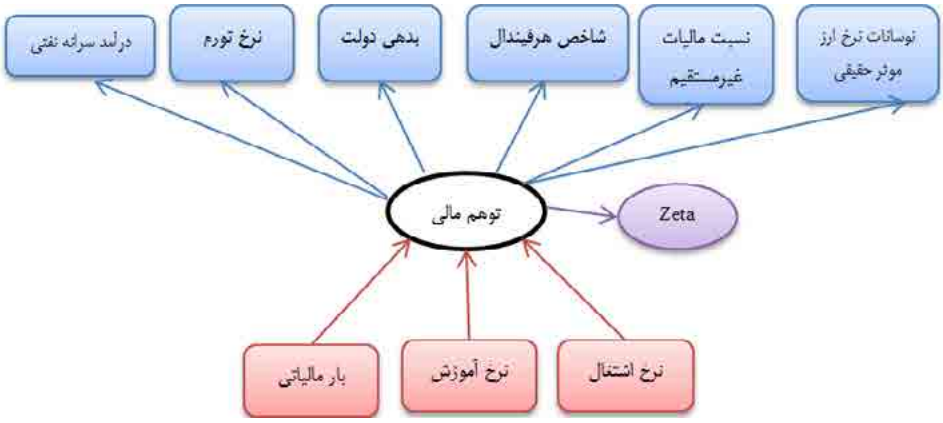
$$y = \lambda\eta + \epsilon \qquad (1)$$
$$\eta = \gamma' x + \zeta \qquad (2)$$

در این الگو، y بیانگر متغیرهای پیامد (شاخص) و x نمایندهٔ متغیرهای علّی توهّم مالی (η) هستند.

1. Buehn et al.

۲. شامل عدم دسترسی به اطلاعات جامع استان‌ها در سال‌های قبل از ۱۳۸۰ و نیز تفکیک استان خراسان به ۳ استان در سال ۱۳۸۳ و نیز تأسیس استان البرز در سال ۱۳۸۹.

3. International Monetary Fund
4. Weck-Hannemann



شکل ۱: مدل MIMIC جهت برآورد شاخص توهّم مالی (منبع: یافته‌های تحقیق).

Fig. 1: The MIMIC Model for estimation of fiscal illusion index

متغیر نسبت مالیات غیرمستقیم: به‌صورت نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم می‌باشد که در این تحقیق، مالیات‌های مستقیم حاصل‌جمع مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد و مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیرمستقیم حاصل‌جمع مالیات بر کالاها و خدمات و مالیات بر واردات است[۱].

شاخص هرفیندال (به‌عنوان نماینده‌ای از شاخص پیچیدگی ساختار درآمد مالیاتی): در این تحقیق شاخص هرفیندال با استفاده از فرمول زیر محاسبه گردیده‌است (کیلبی[۲]، ۲۰۱۴: ۷):

$$H_j = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{R_{ji}}{\sum_{i=1}^{n} R_{ji}}\right)^2 \quad ; \; H_j^* = 100 \times \frac{H_j - \frac{1}{n}}{1 - \frac{1}{n}} \qquad (3)$$

که در این فرمول H_j بیانگر نسبت شاخص هرفیندال منبع jام و R_{ji} معرف درآمدهای مستقیم و غیرمستقیم حاصل از انواع مالیات‌ها (n) (شامل: مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت، مالیات بر واردات و مالیات بر کالاها و خدمات)، به تفکیک هر استان، و H_j^* معرف شاخص نهایی هرفیندال می‌باشد (مقادیر این شاخص بین صفر (حداکثر پیچیدگی سیستم درآمد مالیاتی) تا ۱۰۰ (نبود پیچیدگی در سیستم درآمد مالیاتی) می‌باشد)[۳].

متغیر بدهی دولت (کسری بودجه): بیانگر مقدار کسری بودجه دولت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است. که با کسر هزینه‌های دولت از درآمدهای دولت مقدار مازاد بودجهٔ دولت به‌دست آمده و با ضرب آن در علامت منفی، مقادیر کسری بودجهٔ دولت حاصل گردید که در این تحقیق به‌شکل لگاریتمی وارد مدل شده است.

نرخ تورم: از محاسبهٔ درصد تغییر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) هر استان طی سال مورد نظر نسبت به سال قبل بر پایهٔ قیمت‌های سال ۱۳۹۰، به‌دست آمده است. این متغیر به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده است.

---

۱. ازجمله محدودیت‌های مربوط به این متغیر، نبود داده‌های مالیات بر واردات اغلب استان‌ها در سامانه‌های آماری بوده که عدد صفر جایگزین آن شده است.

2 . Kilby

۳. به‌هنگام محاسبهٔ این شاخص، به‌دلیل نبود داده‌های آماری مربوط به متغیر مالیات بر واردات اغلب استان‌ها، عدد صفر جایگزین گردید.

نرخ اشتغال (نرخ مشارکت اقتصادی): بیانگر میزان اشتغال ایجاد شده در یک سال نسبت به سال قبل است. در این تحقیق منظور از نرخ مشارکت اقتصادی، نسبت جمعیت فعال ۱۰ ساله و بیشتر به جمعیت در سن کار ۱۰ ساله و بیشتر، بوده که به‌صورت لگاریتمی وارد مدل گردیده است.

متغیر آموزش: در این تحقیق، حسب در دسترس بودن داده‌های آماری، از متغیر متوسط هزینه‌های سرانهٔ تحصیلی برای هر استان استفاده گردیده که به‌صورت لگاریتم هزینهٔ سرانه‌ی آموزش وارد مدل شده است.

متغیر بار مالیاتی: به‌صورت نسبت مجموع مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر تولید ناخالص داخلی (GDP) بیان می‌شود که در این تحقیق از لگاریتم این نسبت، جهت ورود به‌سمت متغیرهای علّی توهم مالی استفاده گردیده است.

متغیر درآمد نفتی: به‌عنوان متغیر پیامد توهم مالی، به‌صورت درآمد حاصل از فروش نفت توسط دولت، درنظر گرفته شده که به‌شکل لگاریتمی و سرانه وارد مدل شده است.

نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر: داده‌های سالانهٔ نرخ ارز واقعی مؤثر از سامانهٔ آمار و اطلاعات صندوق بین‌المللی پول، استخراج و سپس با الهام از مطالعات «کوته» (۱۹۹۴)، «ورگیل» (۲۰۰۲) و «کلارک» و همکاران (۲۰۰۶)، با استفاده از مدل‌های ARCH-GARCH به برآورد آن اقدام گردید. با عنایت به این موضوع که این متغیر در سطح کلان بوده و اقتصاد استان‌ها نیز متأثر از آن می‌باشد؛ لذا به‌منظور تشکیل داده‌های ترکیبی، داده‌های سری زمانی کشوری به‌صورت تکرار برای هر استان، پس از برآورد متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر به‌کار گرفته شد[۱].

۴. یافته‌ها و تفسیر نتایج

نتایج مربوط به آزمون مانایی داده‌های ترکیبی (شامل: آزمون ایم، پسران و شین[۲] و آزمون لوین، لین و چو[۳]) متغیرهای به‌کار رفته در این تحقیق به‌شرح جدول ۱ می‌باشد:

جدول (۱). آزمون مانایی متغیرهای تحقیق
Tab. 1: Unit root test of research variables

متغیر	نماد	ایم، پسران و شین		لوین، لین و چو	
		Level	1Difference	Level	1Difference
لگاریتم بار مالیاتی	TB	-۱/۴۶ (*)	-۵۳/۳۰ (***)	۳/۶۴	-۲۳/۱۳ (***)
لگاریتم هزینهٔ سرانهٔ آموزش	LEDU	-۸/۱۴ (***)	-	-۲/۲۱ (**)	-
لگاریتم نسبت مالیات غیرمستقیم	TIND	-۷/۷۷ (***)	-	-۴/۴۲ (***)	-
شاخص هرفیندال	HI	۰/۸۲	-۱۳/۲۲ (***)	۲/۲۸	-۹/۹۱ (***)
لگاریتم کسری بودجهٔ دولت	LPD	-۳/۸۰ (***)	-	-۲/۰۸ (**)	-
لگاریتم درآمد سرانه نفتی	OIL	-۳/۱۹ (***)	-	-۲/۰۱ (**)	

۱. از مهم‌ترین محدودیت‌های جمع‌آوری داده برای هر یک از متغیرهای کسری بودجه، نرخ تورم، نرخ اشتغال، هزینه‌های آموزشی، بار مالیاتی و درآمد سرانهٔ نفتی، مربوط به نبود داده‌های استان البرز از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ و داده‌های استان‌های خراسان شمالی و جنوبی برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ می‌باشد، که عدد صفر جایگزین گردید.

2. Im, Pesaran & Shin
3. Levin, Lin & Chu

لگاریتم نرخ تورم	**INF**	-۴/۲۸ (***)	-	-۶/۲۰ (***)	-
لگاریتم نرخ ارز واقعی مؤثر	**LEXR**	-۱۵/۲۲ (***)	-	-۲۰/۰ (***)	-
لگاریتم نرخ اشتغال	**EMP**	-۵/۴۰ (***)	-	-۴/۷۴ (***)	-

(منبع: یافته‌های تحقیق، ***، ** و * به‌ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ است).

طبق نتایج آزمون مانایی، به‌جز متغیرهای بار مالیاتی و شاخص هرفیندال، بقیهٔ متغیرها در سطح و بدون تفاضل مانا می‌باشند؛ بنابراین، هر دو متغیر نامانا به‌صورت تفاضل مرتبهٔ اول وارد مدل شده و بقیه به‌صورت سطحی و بدون تفاضل. همچنین، به‌منظور محاسبهٔ متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر، نتایج حاصل از آزمون وجود اثرات ARCH در جدول زیر حاکی از تأیید وجود اثرات ناهم‌سانی واریانس و به‌کارگیری روش GARCH است.

جدول ۲: نتایج آزمون وجود اثرات ARCH

Tab. 2: The results of ARCH effects existence

آزمون	مقدار آماره	درجهٔ آزادی	ارزش احتمال
آماره F	۱۱/۰۳	F(۱ و ۲۸)	۰/۰۰۲
آمارهٔ Obs*R-Square	۸/۴۷	Chi-SQUARE(1)	۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج آزمون مانایی در جدول (1)، متغیر لگاریتم نرخ ارز واقعی مؤثر در سطح و بدون تفاضل مانا بوده و نیاز به تفاضل‌گیری ندارد. پس از برآورد مدل GARCH، مدل‌های زیر، به‌عنوان مدل‌های بهینه انتخاب گردیدند.

جدول (۳). آزمون شکل‌های مختلفی از مدل GARCH

Tab. 3: Different test of GARCH model

معیار	Garch(3 , 0)	Garch(2 , 3)	Garch(1 , 0)	Garch(0 , 2)	Garch(3 , 1)
آکائیک (AIC)	۰/۷۷	۰/۸۴	۰/۶۲	۰/۷۵	۰/۷۸
شوارتز-بیزین (SBC)	۰/۹۵	۱/۱۶	۰/۷۶	۰/۹۳	۱/۰۶
نتایج معناداری متغیرها	برخی ضرایب معنادار و برخی غیرمعنادار	برخی ضرایب معنادار و برخی غیرمعنادار	ضریب ARCH معنادار و عرض از مبدا غیرمعنادار	کل ضرایب معنادار	برخی ضرایب معنادار و برخی غیرمعنادار

(منبع: یافته‌های تحقیق).

با توجه به نتایج جدول بالا، درنهایت براساس معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC)، مدل GARCH(0, 2) به‌شرح زیر برای برآورد متغیر نااطمینانی (نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر)، جهت ورود به مدل تحقیق، انتخاب گردید.

$$GARCH = 0.0056 + 2.26*GARCH(-1) - 1.29*GARCH(-2)$$

در سمت دیگر، رویکرد شاخص‌چندگانه–علل‌چندگانه (MIMIC) حاوی دو بخش معادلهٔ ساختاری[1] و معادلهٔ اندازه‌گیری[2] بوده، که شکل ریاضی آن به‌صورت زیر است:

$$Public\ Debt = \theta_1 \text{Fiscal Illusion} + e_1;$$
$$\text{Inflation rate} = \theta_2 \text{Fiscal Illusion} + e_1;$$
$$\text{Herfindahl Index} = \theta_3 \text{Fiscal Illusion} + e_1;$$
$$\text{Indirect Tax} = \theta_4 \text{Fiscal Illusion} + e_1;$$
$$\text{Oil Revenue} = \theta_5 \text{Fiscal Illusion} + e_1;$$
$$\text{exchange rate} = \theta_6 \text{Fiscal Illusion} + e_1$$

۱): معادلهٔ اندازه‌گیری[3]

$$\text{Fiscal Illusion} = \beta_1 \text{Tax Burden} + \beta_2 \text{Education} + \beta_3 \text{Employment}$$

۲): معادلهٔ ساختاری[4]

در این پژوهش با استفاده از داده‌های آماری سری زمانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ و اطلاعات مقطعی شامل ۳۱ استان کشور، به کمک متغیرهای علّی و پیامد پیش‌گفته، به برآورد شاخص توهّم مالی پرداخته شد که از بین تعداد زیادی از مدل‌های برآورد شده، نتایج چهار مدل از مهم‌ترین آن‌ها در جدول ۴، گزارش شده است.

جدول ۴: برآورد الگوی شاخص توهّم مالی با استفاده از مدل MIMIC
Tab. 4: estimation of fiscal illusion using MIMIC model

متغیر علّی	مدل چهارم	مدل سوم	مدل دوم	مدل اول
بار مالیاتی (β_1)	−۰/۱۸ (۰/۰۱۱)**	−۰/۱۵ (۰/۰۲۵)**	۰/۰۲۲ (۰/۰۶۰)*	۰/۰۱۹ (۰/۲۲۸)
هزینه‌های آموزش (β_2)	−۰/۰۳۷ (۰/۰۰۰)***	−۰/۰۲۵ (۰/۰۰۰)***	−۰/۱۰۱ (۰/۰۲۰)**	−۰/۰۹۱ (۰/۰۳۱)**
نرخ اشتغال (β_3)	۰/۱۶۱ (۰/۰۰۰)***	۰/۱۷۴ (۰.۰۰۰)***	۰/۰۹۴ (۰/۰۰۲)***	۰/۰۸۵ (۰/۰۰۵)***
متغیر پیامد (شاخص)	**مدل چهارم**	**مدل سوم**	**مدل دوم**	**مدل اول**
نرخ تورم (θ_2)	۰/۹۱ (۰/۰۲۷)**	۲/۳۴ (۰/۰۷۱)*	۰/۳۷ (۰/۱۶۱)	۰/۳۱ (۰/۱۰۳)
کسری بودجه (θ_1)	۲/۲۵ (۰/۰۰۱)***	۲/۲۱ (۰/۰۱۱)**	+۱	+۱
شاخص هرفیندال (θ_3)	−۰/۴۱ (۰/۰۰۰)***	−۰/۳۲ (۰/۰۰۱)***	−۰/۱۱ (۰/۰۱۵)**	−۰/۱۰ (۰/۰۲۶)**
نسبت مالیات غیرمستقیم (θ_4)	۴/۲۱ (۰/۰۰۱)***	۴/۱۰ (۰/۰۰۸)***	−۰/۹۲۴ (۰/۰۶۲۴)*	−۰/۸۹۱ (۰/۰۷۲۰)*
نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر (θ_6)	+۱	+۱	−۱/۳۷ (۰/۴۰۳)	−۱/۲۰ (۰/۳۸۲)
درآمد سرانه نفتی (θ_5)	۸/۹۳ (۰/۰۰۳)***	۸/۸۱ (۰/۰۰۹)***	۱/۵۵ (۰/۰۸۱)*	۱/۴۸ (۰/۰۷۹)*
شاخص‌های نیکویی برازش				
آمارهٔ خی–دو	۳۲/۶۱	۴۹/۰۱	۸۵/۸۰	۹۲/۰۹

1. Structural Equation
2. Measurement Equation
3. Measurement model
4. Structural model

	(۰/۳۰۱)	(۰/۲۵۷)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۱۷)
RMSEA	۰/۰۵۵	۰/۰۶۷	۰/۱۴۲	۰/۱۵۰
CFI	۰/892	۰/۸۸۱	۰/۷۱۰	۰/۶۱۸
TLI	۰/۹۱۷	۰/۸۱۵	۰/۶۷۹	۰/۶۶۱
SRMR	۰/۰۱۹	۰/۰۴۲	۰/۱۰۳	۰/۱۰۸
ضریب تعیین (CD)	۰/۶۸۵	۰/۶۵۳	۰/۵۲۱	۰/۴۹۸
تعداد مشاهدات	۶۲۰	۶۲۰	۶۲۰	۶۲۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است. شروط نیکویی برازش مدل عبارتنداز: ارزش احتمال آمارهٔ خی-دو بزرگ‌تر از ۵٪، ریشهٔ میانگین مربعات خطاهای تخمین (RMSEA) با درنظر گرفتن یک قاعدهٔ سرانگشتی، بین ۰/۰۵ و ۰/۰۸ یک تقریب نزدیک و مناسب بوده و در صورتی‌که بزرگ‌تر از ۰/۱۰ باشد یک برازش ضعیفی به‌شمار می‌رود (براون و کدک[1]، ۱۹۹۳)، شاخص مناسب مقایسه‌ای (CFI) بزرگ‌تر از ۰/۹، شاخص تاکر-لویس (TLI) بزرگ‌تر از ۰/۹۰ و استاندارد ریشهٔ میانگین مربعات خطاها (SRMR) کوچک‌تر از ۰/۰۵ (دل‌آنو و ماورو، ۲۰۱۲: ۲۸۵)؛ هم‌چنین، ***، ** و * به‌ترتیب بیانگر معناداری در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰٪ است.

۴-۱. نتایج مدل (۱)

در این مدل، به‌جز متغیرهای نرخ تورم و نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی، بقیهٔ متغیرها ازلحاظ آماری معنادار هستند؛ ازجمله معیارهای شناسایی نیکویی برازش مدل می‌توان به آمارهای تشخیصی خی-دو[2]، ریشهٔ میانگین مربعات خطاهای تخمین (RMSEA)[3]، شاخص مناسب مقایسه‌ای (CFI)[4]، شاخص تاکر-لویس (TLI)[5] و استاندارد ریشهٔ میانگین مربعات خطاها (SRMR)[6]، اشاره کرد. با مقایسهٔ نتایج معیارهای فوق برای مدل ۱، نمی‌توان آن را به‌عنوان مدل بهینهٔ انتخاب کرد.

۴-۲. نتایج مدل (۲)

در این مدل، به‌جز متغیرهای بار مالیاتی، نرخ تورم و نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی، بقیهٔ متغیرها از لحاظ آماری معنادار هستند. با توجه به معیارهای شناسایی نیکویی برازش، این مدل نیز حائز شرایط لازم یک مدل بهینه را برآورده نمی‌کند.

نکتهٔ مهم به‌هنگام برآورد مدل‌های ۱ و ۲، به ثابت فرض کردن متغیر کسری بودجه برمی‌گردد که جهت کنترل مدل، ضریب این متغیر در عدد یک ثابت شده است.

۴-۳. نتایج مدل (۳)

در این مدل، تمامی متغیرهای علّی شامل: آموزش، نرخ اشتغال و بار مالیاتی و متغیرهای پیامد شامل: نرخ تورم، کسری بودجه، شاخص هرفیندال، نسبت مالیات غیرمستقیم و درآمد نفتی، ازلحاظ آماری معنادار هستند. در این

1. Browne & Cudeck
2. Chi-Square
3. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
4. Comparative Fit Index (CFI)
5. Tucker-Lewis index (TLI)
6. Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)

مدل، متغیر نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی به‌عنوان متغیر کنترل مدل، در عدد یک، ثابت شده است. با توجه به معیارهای شناسایی نیکویی برازش برای این مدل، آماره تشخیصی خی-دو بزرگ‌تر از ۵٪ بوده (۰/۲۵۷)، ریشهٔ میانگین مربعات خطاهای تخمین، تقریب نزدیکی از قاعدهٔ سرانگشتی بوده (RMSEA=0.067)، شاخص مناسب مقایسه‌ای کمتر از ۰/۹ بوده (CFI=0.881) ، شاخص تاکر-لویس کمتر از ۰/۹ بوده (TLI=0.815) و استاندارد ریشهٔ میانگین مربعات خطاها کمتر از ۰/۰۵ بوده است (SRMR=0.042). با مقایسهٔ نتایج معیارهای فوق برای این مدل، از آنجا که دو شاخص CFI و TLI شرایط لازم برای نیکویی برازش مدل را فراهم نمی‌کنند؛ لذا نمی‌توان این مدل را به‌عنوان الگوی بهینه انتخاب کرد.

۴-۲. نتایج مدل (۴)

در این مدل نیز، تمامی متغیرهای علّی شامل: آموزش، نرخ اشتغال و بار مالیاتی و متغیرهای شاخص شامل: نرخ تورم، کسری بودجه، شاخص هرفیندال، نسبت مالیات غیرمستقیم و درآمد نفتی، ازلحاظ آماری معنادار هستند و متغیر نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی به‌عنوان متغیر کنترل مدل[۱]، در عدد مثبت یک ثابت شده است[۲]. با توجه به معیارهای شناسایی نیکویی برازش برای این مدل، آمارهٔ تشخیصی خی-دو بزرگ‌تر از ۵٪ بوده (۰/۳۰۱)، ریشهٔ میانگین مربعات خطاهای تخمین، تقریب نزدیکی از قاعدهٔ سرانگشتی بوده (RMSEA=0.0294)، شاخص مناسب مقایسه‌ای تقریبا برابر با ۰/۹ بوده (CFI=0.892)، شاخص تاکر-لویس بیشتر از ۰/۹ بوده (TLI=0.917) و استاندارد ریشهٔ میانگین مربعات خطاها کمتر از ۰/۰۵ بوده است (SRMR=0.019)؛ لذا با مقایسهٔ نتایج معیارهای فوق برای این مدل، می‌توان گفت که تمامی معیارهای نیکویی برازش فوق شرایط لازم برای یک الگوی بهینه را دارند.

در مدل ۴، در سمت متغیرهای علّیِ توهّم مالی، متغیرهای هزینه‌های آموزشی، بار مالیاتی و نرخ اشتغال را داریم. متغیر هزینه‌های آموزشی تأثیری منفی و از لحاظ آماری معنادار بر شاخص توهّم مالی دارد؛ به‌طوری‌که، با افزایش هزینه‌های آموزشی و بهبود سطح آموزش به‌میزان یک درصد (واحد)، شاخص توهّم مالی به‌میزان ۰/۰۳۷٪ (واحد) کاهش خواهد یافت. در حقیقت، می‌توان گفت که در جامعه‌ای با درصد بالایی از افراد تحصیل‌کرده، فریب شهروندان، از مسیر بار مالیاتی واقعی برای سیاست‌گذاران دشوارتر است؛ به‌عبارت دیگر، این نتیجه از این استدلال حمایت می‌کند که جامعهٔ تحصیل‌کرده‌تر، اثربخشی سیاست‌های توهم مالی و در نتیجه مشوق‌های سیاست‌گذاران، برای اجرای اقداماتی در راستای تحریف ادراک مالیات‌دهندگان را کاهش می‌دهد. این یافته مطابق با نتایج مطالعاتی دل‌آنو و همکارانش (۲۰۱۲) می‌باشد. هم‌چنین، «سیان»[۳] و همکاران (۲۰۱۳) استدلال می‌کنند که آموزش ممکن است همیشهٔ تأثیر مطلوبی بر درآمد مالیاتی نداشته باشد؛ زیرا ممکن است از تجربیات آموزشی بیشتر برای استفاده از مکانیسم‌ها یا خلأهای قانونی برای ارتکاب فرار مالیاتی استفاده شود، که

---

۱. این متغیر به‌صورت پیش‌فرض توسط مدل‌سازی معادلات ساختاری در عدد یک ثابت فرض شده است.

۲. با توجه به مبانی نظری متغیر نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر، انتظار ضریبی مثبت برای این متغیر می‌رود که در مدل‌سازی معادلات ساختاری در عدد مثبت یک تثبیت گردیده است.

3. Cyan

یافتهٔ آن‌ها از تئوری توهم مالی سطح آموزش و آگاهی بالای افراد در عدم تحقق اقدامات اجرایی سیاست‌گذاران در تحریف ادراک مالیات‌دهندگان حمایت می‌کند.

طبق نتایج، سهم درآمدهای مالیاتی[1] در تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بار مالیاتی (اندازهٔ و حجم سیستم مالیاتی)، تأثیری منفی بر توهم مالی دارد؛ به‌طوری‌که، با افزایش سهم درآمدهای مالیاتی از تولیدناخالص‌داخلی به‌میزان ۱٪ (واحد)، شاخص توهّم مالی به‌میزان ۰/۱۸٪ (واحد) کاهش خواهد یافت؛ به‌عبارت دقیقتر، زمانی که سهم درآمد مالیاتی در بودجهٔ کشورمان نسبت به سایر درآمدها (به‌عنوان مثال، درآمد نفتی) افزایش‌یابد، شهروندان توانایی بالایی در درک قیمت کالاهای عمومی خواهند داشت؛ این نتیجه با یافته‌های مطالعاتی بوکانان (۱۹۶۷) و دل‌آنو و دلری (۲۰۱۲) مطابقت و هم‌خوانی دارد.

هم‌چنین، نرخ اشتغال تأثیری مثبت بر شاخص توهم مالی داشته؛ به‌طوری‌که با افزایش نرخ اشتغال شهروندان به‌میزان ۱٪ (واحد)، شاهد افزایش در توهّم مالی به‌میزان ۰/۱۶۱٪ (واحد) هستیم. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت که: افزایش مستمر نرخ اشتغال می‌تواند سبب افزایش توانایی یک جامعه برای پرداخت مالیات‌های بیشتر باشد. به‌دنبال این جریان، انگیزه‌های سیاست‌گذاران برای پنهان کردن بار مالیاتی سنگین برروی شاغلین (گمراه‌کردن ادراک مالیات‌دهندگان در تشخیص قیمت واقعی کالاهای عمومی)، بالأخص افرادی‌که خوداشتغالی دارند، افزایش‌یافته که این یعنی افزایش توهم مالی شاغلین؛ این یافته با نتایج مطالعاتی «فسیانی» (۱۹۶۷)، دل‌آنو و دولری (۲۰۱۲) مطابقت و هم‌خوانی داشته، ولی با یافته‌های تحقیقاتی «ایلمیاه»[2] و همکاران (۲۰۲۰) مبنی‌بر تأثیر مثبت نرخ بیکاری بر توهم مالی هم‌خوانی ندارد.

در سمت شاخص‌های توهم مالی، متغیرهای نرخ تورم، کسری بودجه، شاخص پیچیدگی سیستم مالیاتی (هرفیندال)، نسبت مالیات‌های غیرمستقیم، نوسانات نرخ ارز واقعی مؤثر و متغیر درآمدهای سرانه‌ی نفتی را داریم. طبق نتایج، شاخص توهم مالی تأثیری مثبت بر متغیر نرخ تورم داشته است؛ به‌طوری‌که، با افزایش ۱٪ (واحدی) در شاخص توهم مالی شاهد افزایش ۰/۹۱٪ (واحدی) در متغیر نرخ تورم هستیم. در رابطه با این تأثیرگذاری می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که سیاست‌گذار به‌هنگام افزایش درآمد اسمی شهروندان و بار مالیاتی واقعی بالاتر ناشی از افزایش قیمت‌ها، می‌تواند سطح عمومی قیمت‌ها را برای کاهش ارزش مطالبات طلبکاران دولت (در یک سیستم مالیاتی پیشرو) به‌سمت بالا تحریک کنند؛ این یافته با نتایج مطالعاتی دل‌آنو و دولری (۲۰۱۲) هم‌خوانی و مطابقت دارد.

از دیگر نتایج این‌که ضریب متغیر کسری بودجهٔ دولت مثبت (۲/۲۵) است. طبق استدلال «اوتس» (۱۹۸۸)، انگیزهٔ پشت استدلال فوق این است که به احتمال زیاد درک مالیات‌دهندگان از هزینهٔ برنامه‌های عمومی در صورتی‌که ازطریق مالیات فعلی پرداخت شود در مقایسه با زمانی‌که ازطریق استقراض از بخش دولتی پرداخت شود، بیشتر است. در تفسیری دیگر، اگر دولت کشور ایران مخارج خود را به‌جای درآمدهای مالیاتی ازطریق

---

۱. در این تحقیق، به‌علت نامانا بودن داده‌های طولی متغیر بار مالیاتی، از تفاضل مرتبهٔ اول آن استفاده شده است.

2. Ilmiyyah

بدهی تأمین کند، توهم کسری بودجه ایجاد خواهد شد؛ درحالی‌که، طبق تئوری هم‌ارزی ریکاردویی[۱]، اگر مردم انتظارات منطقی به این موضوع داشته باشند، بین بدهی و تأمین مالی مالیاتی بی‌تفاوت خواهند بود. از آنجا که در دنیای واقعی چنین تصمیمی دور از انتظار است؛ لذا آن‌ها با توهم بدهی دولت مواجه شده و بدهی‌های مالیاتی آینده را در قالب بدهی عمومی فعلی دست‌کم می‌گیرند؛ این نتیجه مبنی‌بر وجود پدیدهٔ توهم کسری بودجه در کشور ایران با یافته‌های مداح و جیحون‌تبار (۲۰۱۸)، دل‌آنو و دولری (۲۰۱۲)، واگنر (۱۹۷۶)، دل‌آنو و مورائو (۲۰۱۲) مطابقت دارد.

از مهم‌ترین شاخص‌های مدل توهم مالی می‌توان به شاخص هرفیندال[۲] به‌عنوان نماینده‌ای برای تعیین میزان پیچیدگی سیستم مالیاتی یک کشور اشاره کرد. طبق نتایج این تحقیق، ضریب این شاخص در بین استان‌های ایران منفی بوده (۰/۴۱-) که علامت آن مطابق با انتظار تئوریکی است. طبق استدلال بوکانان و واگنر[۳] (۲۰۰۰)، هرچه سیستم درآمد مالیاتی یک کشور پیچیده‌تر باشد، تعیین «قیمت مالیات» تولیدات عمومی برای یک مؤدی دشوارتر بوده و احتمال این‌که او بار مالیاتی مرتبط با برنامه‌های عمومی را دست‌کم بگیرد، بیشتر می‌شود. درحقیقت، هرچه تعداد مالیات‌ها و کالاهایی که مشمول مالیات می‌شوند کم باشند، انتظار کاهش در پیچیدگی سیستم مالیات‌ستانی می‌رود؛ همان‌طورکه بوکانان بیان می‌کند تا زمانی‌که کل بار مالیاتی برروی یک فرد به‌صورت انواع مالیات‌ها (جزء به جزء) با ضرایب متفاوتی تحمیل شود، ممکن است اثرات واهی ایجاد شود. در کشور ایران نیز شاهد انواع مالیات‌ها هستیم و این تعدد مالیاتی سبب بروز نوعی پیچیدگی و دست‌وپاگیر بودن سیستم مالیاتی می‌باشد که منجر به ایجاد توهم پیچیدگی سیستم مالیاتی شده است؛ این نتایج با یافته‌های بوکانان (۱۹۶۷: ۱۳۵)، دل‌آنو و دولری (۲۰۱۲)، دل‌آنو و مورائو (۲۰۱۲)، مداح و جیحون‌تبار (۲۰۱۸) هم خوانی دارد.

متغیر نسبت مالیات غیرمستقیم نیز از دیگر شاخص مهم توهم مالی است که ضریب آن در این تحقیق در بین استان‌های ایران مثبت (۴/۲۱) است. در حقیقت، هرچه درآمد مالیاتی در قیمت‌های بازار پنهان باشد، احتمال این‌که مؤدی بار مالیاتی را دست‌کم بگیرد، بیشتر است. طبق استدلال «پومرنه» و «اشنایدر» (۱۹۷۸) و «دلری» و «ورتینگتن» (۱۹۹۹) افزایش سهم درآمد جمع‌آوری شده از مالیات‌های غیرمستقیم، نشان‌دهندهٔ بهره‌برداری بیشتر از استراتژی‌های توهم مالی توسط سیاست‌گذاران است؛ به‌عبارت دقیق‌تر، چون مالیات مستقیم با شفافیت بالاتری بار مالی را بر مودی وضع می‌کند؛ لذا توهم مالی کمتری در مقایسه با مالیات غیرمستقیم مورد انتظار است؛ این یافته با نتایج تحقیقاتی دل‌آنو و همکاران (۲۰۱۲)، دل‌آنو و مورائو (۲۰۱۲)، مداح و جیحون‌تبار (۲۰۱۸) هم‌خوانی داشته و مؤید فرضیهٔ میل (۱۸۴۸) است.

---

۱. تئوری هم‌ارزی ریکاردویی (Ricardian equivalence theorem) درواقع ادعا می‌کند که مردم به‌جای مصرف درآمد اضافی ناشی از هزینه‌های عمومی، تمایل به پس‌انداز دارند؛ به‌عبارت دیگر، مردم تصمیمات مصرف و پس‌انداز خود را در پاسخ به کسری یا مازاد بودجهٔ دولت تغییر می‌دهند (Abel, 1991).

۲. در این تحقیق، به‌علت نامانا بودن داده‌های طولی شاخص هرفیندال، از تفاضل مرتبهٔ اول آن استفاده گردید.

3. Buchanan & Wagner

در ارتباط با متغیر نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی، به‌دلیل این‌که محقق فقط با کنترل آن به نتایج مطلوبی از برآورد الگوی توهم مالی دست‌یافته، تفسیری نمی‌توان داشت. ولی طبق مبانی نظری تحقیق، انتظار بر این است که رابطه‌ای دوسویه بین نوسانات نرخ مؤثر واقعی و شاخص توهم مالی وجود داشته باشد.

و درنهایت این‌که، ضریب متغیر درآمد سرانه‌ی نفتی استان‌های ایران مثبت و قوی (۸/۹۳) و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. طبق نظر «ساچز» و «وارنر»[1] (۱۹۹۷)، درجهٔ بالایی از وابستگی به منابع طبیعی می‌تواند تأثیر مخربی بر اقتصاد ملی داشته باشد (ساچز و وارنر[2]، ۱۹۹۵). از آنجا که از یک‌طرف ایران یکی از بزرگ‌ترین کشورهای دارای منابع انرژی، ازجمله نفت و گاز می‌باشد و تاکنون بخش قابل‌توجهی از کل بودجهٔ کشور را تشکیل داده و از طرف دیگر، هیچ مالیاتی بر انرژی نفت (به‌عنوان درآمد یا ثروت) اعمال نشده (اگر هم مالیاتی وضع شده ناچیز بوده است)؛ لذا یک نوع توهم حاصل از درآمد نفتی مورد انتظار است. بنابراین در کشور ما، در مالیات بر کالاهای عمومی، ازجمله وسایل نقلیهٔ عمومی، قیمت انرژی مصرفی کمتر از هزینهٔ واقعی آن بوده و در نتیجهٔ آن، تقاضای مردم برای خدمات عمومی افزایش یافته است؛ نتایج این یافته با دست‌آورد تحقیقاتی «گونزالز آگوری» و «دل‌ویلار»[3] (۲۰۲۲)، «هتبرات» (۲۰۱۵) و مداح و جیحون‌تبار (۲۰۱۸) هم‌راستا است.

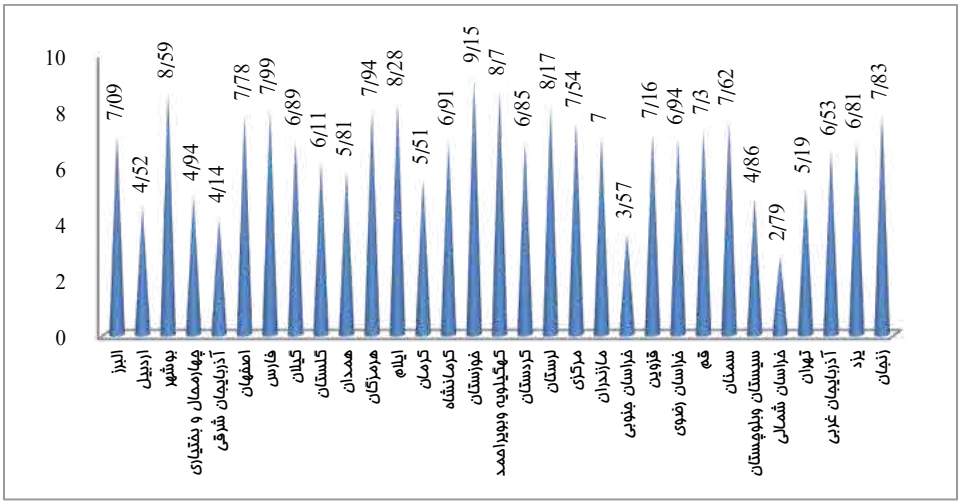
شاخص توهم مالی به کمک مدل منتخب ۴، بین بازهٔ صفر تا ۱۰ نرمال‌سازی شد (دل‌آنو و ماورو، ۲۰۱۲: ۲۹۰) تا بتوان در سطح جهانی، به‌هنگام تطبیق نتایج با سایر کشورها، مقایسه انجام داد:

$$F_{it}^{*} = 10 \times \frac{F_{it} - \left(\min_{\forall i,\forall t}(F_{it})\right)}{\left(\max_{\forall i,\forall t}(F_{it})\right) - \left(\min_{\forall i,\forall t}(F_{it})\right)} \qquad (4)$$

به‌طوری‌که، F بیانگر شاخص توهّم مالی مستخرج از مدل‌سازی معادلات ساختاری به‌روش حداقل مربعات وزنی قطری است؛ در نمودار (۲)، مقادیر میانگین شاخص توهّم مالی برآورد شده برای ۳۱ استان کشور، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ نمایش داده شده است.

در این نمودار، کمترین مقدار میانگین شاخص توهّم مالی طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ به‌ترتیب به استان‌های خراسان شمالی (۲/۷۹)، خراسان جنوبی (۳/۵۷) و آذربایجان شرقی (۴/۱۴) و بیشترین مقدار به‌ترتیب به استان‌های خوزستان (۹/۱۵)، کهگیلویه‌وبویراحمد (۸/۷) و بوشهر (۸/۵۹) اختصاص دارد. درواقع، مقادیر بالای این شاخص بیانگر توهّم مالی بیشتر بوده که استان خراسان شمالی کمترین و استان خوزستان بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده است.

1. Sachs & Warner
2. Sachs & Warner
3. González Aguirre & Del Villar

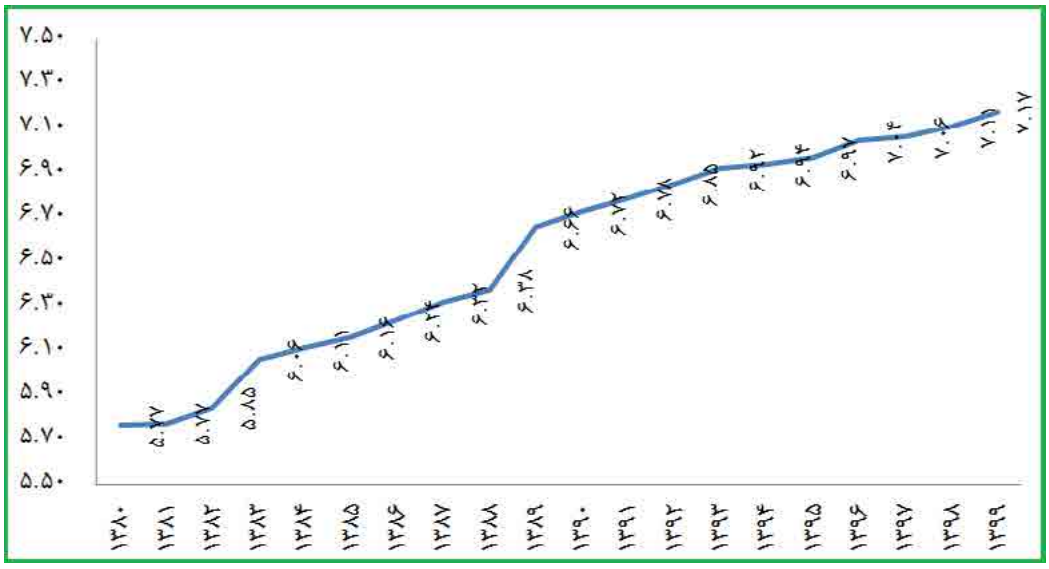


نمودار ۱: میانگین شاخص توهّم مالی در استان‌های ایران (طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹)، (منبع: یافته‌های تحقیق).

Diag. 1: The average of Fiscal illusion index in Iran Provinces (2001 to 2021).

مطابق نمودار ۲، روند تغییرات میانگین شاخص توهم مالی طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ برای کشورمان روندی صعودی را پشت‌سر گذاشته است؛ به‌عبارت دیگر، با درنظر گرفتن متغیرهای علّی و شاخص توهم مالی، با توجه به ضرایب قوی و مثبت متغیرهای درآمد سرانهٔ نفتی، نسبت مالیات غیرمستقیم و کسری بودجه در سمت متغیرهای شاخص توهم مالی، می‌توان این روند صعودی را تأیید کرد.

در ادامه، نتایج رگرسیون روند برروی شاخص توهم مالی در سطح استانی و کشور بیان گردیده است. طبق نتایج، ضریب روند کشور مثبت و ازلحاظ آماری معنادار بوده و حاکی از آن است که در سطح کشور به‌طور متوسط، طی دورهٔ مورد مطالعه، سالانه ۰/۰۷۹٪ به شاخص توهم مالی اضافه گردیده است.



نمودار ۲: میانگین شاخص توهّم مالی کشور ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Diag. 2: The average of Fiscal illusion index in Iran (2001 to 2021).

هم‌چنین طبق نتایج، روند رشد شاخص توهم مالی استان‌های البرز، خراسان جنوبی، خوزستان و کرمانشاه، سریع‌تر بوده؛ درحالی‌که روند رشد شاخص توهم مالی در استان‌های کردستان، همدان، سیستان‌و بلوچستان و گلستان کندتر بوده است.

جدول ۵: رگرسیون روند برروی شاخص توهم مالی در سطح استانی و کشور

Tab. 5: Trend regression on fiscal illusion index in Province & Country level

استان	ضریب روند	استان	ضریب روند	استان	ضریب روند
کشور	۰/۰۷۹ (۰/۰۰۰)	خراسان رضوی	۰/۰۸۱ (۰/۰۰۰)	کرمان	۰/۰۵۷ (۰/۰۰۰)
آذربایجان شرقی	۰/۰۹۳ (۰/۰۰۰)	خراسان شمالی	۰/۱۴۵ (۰/۰۰۰)	کرمانشاه	۰/۱۰۵ (۰/۰۰۰)
آذربایجان غربی	۰/۰۸۰ (۰/۰۰۰)	خوزستان	۰/۱۱۴ (۰/۰۰۰)	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۰۴۰ (۰/۰۰۱)
اردبیل	۰/۰۶۵ (۰/۰۰۰)	زنجان	۰/۰۷۱ (۰/۰۰۰)	گلستان	۰/۰۲۱ (۰/۰۰۰)
اصفهان	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۰)	سمنان	۰/۰۶۲ (۰/۰۰۰)	گیلان	۰/۰۴۴ (۰/۰۰۰)
البرز	۰/۵۳۵ (۰/۰۰۰)	سیستان و بلوچستان	۰/۰۲۰ (۰/۰۰۰)	لرستان	۰/۰۵۵ (۰/۰۰۰)
ایلام	۰/۰۸۲ (۰/۰۰۰)	فارس	۰/۰۸۴ (۰/۰۰۰)	مازندران	۰/۰۷۴ (۰/۰۰۰)
بوشهر	۰/۰۵۳ (۰/۰۰۰)	قزوین	۰/۰۴۴ (۰/۰۰۰)	مرکزی	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۰)
تهران	۰/۰۴۹ (۰/۰۰۰)	قم	۰/۰۵۲ (۰/۰۰۰)	هرمزگان	۰/۰۴۴ (۰/۰۰۰)
چهارمحال و بختیاری	۰/۰۵۴ (۰/۰۰۰)	کردستان	۰/۰۱۰ (۰/۰۰۰)	همدان	۰/۰۲۰ (۰/۰۱۴)
خراسان جنوبی	۰/۱۶۹ (۰/۰۰۰)			یزد	۰/۰۳۶ (۰/۰۰۰)

(منبع: یافته‌های تحقیق، تمامی ضرایب روند استان‌ها، به‌جز ضریب روند استان همدان (که در سطح خطای ۵٪ معنادار است)، در سطح خطای ۱٪ معنادار هستند).

۵. نتیجه‌گیری

هدف مطالعهٔ حاضر برآورد شاخص توهّم مالی با استفاده از مدل معادلات ساختاری با رویکرد شاخص‌چندگانه-علل‌چندگانه، به کمک داده‌های سری زمانی-مقطعی (طولی) طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹، برای ۳۱ استان کشور ایران می‌باشد. طبق نتایج، مهم‌ترین متغیرهای علّیِ توهّم مالی شامل سرانهٔ هزینه‌های آموزشی و بار مالیاتی با تأثیری منفی و متغیر نرخ اشتغال با تأثیری مثبت، همگی ازلحاظ آماری معنادار بوده‌اند. در سمت متغیرهای پیامد توهّم مالی، متغیرهای کسری بودجه، نرخ تورم، نسبت مالیات غیرمستقیم و نیز متغیر درآمد سرانهٔ نفتی با ضرایبی مثبت و معنادار و شاخص هرفیندال (پیچیدگی سیستم مالیاتی)، با ضریبی منفی و ازلحاظ

آماری معنادار قراردارند. در تفسیر ضریب منفی شاخص هرفیندال، می‌توان گفت که پیچیدگی بالای سیستم درآمدهای مالیاتی (مقدار پایین این شاخص)، سبب برآورد کمتر از حد واقعی هزینهٔ کالاهای عمومی توسط مالیات‌دهندگان بوده، و در نتیجه سبب افزایش بیشتر تقاضا برای کالاهای عمومی خواهد شد. هم‌چنین، ضریب منفی هزینه‌های آموزشی حاکی‌است هرچه سطح تحصیلات و دانش شهروندان به‌طور متوسط بالاتر باشد، انتظار بر تأثیر پایین سیاست‌های توهم مالی سیاست‌گذاران می‌رود؛ هم‌چنین، افزایش در درآمد شهروندان ناشی از افزایش نرخ اشتغال و خوداشتغالی، می‌تواند مهم‌ترین مرجع سیاست‌گذاران و دولت در افزایش توهم مالیاتی به‌صورت کاهش ادراک بار مالیاتی مالیات‌دهندگان باشد. در تفسیر ضریب مثبت نسبت مالیات غیرمستقیم، به‌دلیل غیرشفاف بودن این نوع مالیات، به‌صورت پنهان بودن در جزئی از قیمت کالاها در بازار، احتمال این‌که شهروندان ایرانی بار مالیاتی را دست‌کم گرفته باشند (توهم مالی بالا)، بیشتر است. در ارتباط با ضریب منفی بار مالیاتی، با افزایش سهم درآمدهای مالیاتی از تولیدناخالص‌داخلی، انتظار بر تحمیل مالیات‌های سنگین‌تر و نیز افزایش پایه‌های مالیاتی توسط سیاست‌گذاران بر شهروندان می‌باشد که بهترین ابزار در دست آن‌ها، اجرای استراتژی‌های کاهش ادراک توهم مالی است. ضریب مثبت درآمد نفتی نیز حاکی از آن است که در اقتصاد ایران به‌دلیل سهم بالای بودجهٔ دولت از درآمدهای نفتی، شهروندان تقاضای بیشتری برای مخارج دولت دارند. از آنجا که قیمت نفت جهانی دائماً درحال نوسان می‌باشد، دولت ایران نمی‌تواند به درآمدهای نوسانی حاصل از فروش نفت در بودجهٔ خود تکیه کند که این نوعی عدم اطمینانی در مخارج عمومی به‌بار آورده که به ناچار با تحمیل بار مالیاتی بر شهروندان مواجه خواهیم بود. در رابطه با ضریب مثبت کسری بودجه، می‌توان گفت که افزایش آن سبب تحمیل مالیات‌های سنگین ازطریق پنهان نمودن بار مالیاتی در قیمت کالاهای عمومی شده و این به‌معنی کاهش ادراک شهروندان از بار مالیاتی است؛ و درنهایت این‌که، ضریب نرخ تورم مثبت بوده و حاکی از آن است که سیاست‌گذار به‌منظور افزایش سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات، جهت تحمیل هزینه و مخارج دولت بر شهروندان، به اجرای استراتژی افزایش درآمد اسمی به‌منظور کاهش ادراک هزینهٔ کالاهای عمومی روی آورده که این یعنی افزایش سطح توهم مالی.

هم‌چنین، نتایج حاصل از برآورد شاخص توهّم مالی نشان‌داد که درمیان استان‌ها، کمترین مقدار میانگین این شاخص به استان خراسان شمالی و بیشترین مقدار آن به استان خوزستان و نیز در سطح کشور کمترین مقدار به سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ و بیشترین آن به سال ۱۳۹۹ تعلق دارد. هم‌چنین، ضریب رگرسیون روند برروی شاخص توهم مالی کل کشور نشان‌داد که سالانه ۰/۰۷۹٪ به شاخص توهم مالی اضافه گردیده است. نتایج دیگر حاکی‌است، تفاوت در مقادیر شاخص توهم مالی برآورد شده و نیز تفاوت در ضرایب روند هر استان حاکی از نقش متفاوت هر یک از متغیرهای منتخب در تعیین مقدار شاخص توهم مالی می‌باشد؛ به‌طوری‌که، می‌توان به نقش مؤثر متغیرهای درآمد سرانهٔ نفتی، نسبت مالیات غیرمستقیم و کسری بودجهٔ دولت در برآورد شاخص توهم مالی اشاره کرد که درمجموع برآیند سه متغیر فوق می‌تواند عامل مهم در تعیین میزان شاخص توهم مالی در هر یک از استان‌های کشور باشد.

با توجه به نتایج حاصل، در سطحی کلی‌تر می‌توان به اهمیت نظریهٔ ریچارد واگنر (۲۰۰۱) در رابطه با توهّم مالی از نوع توهّم مالیاتی، از نظر ارتباط گستردهٔ آن با گسترش فراگیر مقررات پیچیده در اقتصادهای مختلف، هم

به‌صورت شکلی از مالیات و هم هزینه‌های مرتبط با این قوانین، تأکید کرد. ازمنظر سیاست عمومی، «قیمت‌های مالیات» کارآمد باید «هزینه‌های واقعی» فعالیت‌های دولت را منعکس کند تا شهروندان بتوانند قضاوت منطقی درمورد کارآیی برنامه‌های عمومی، ازجمله برنامه‌های نظارتی داشته باشند؛ امّا تا زمانی‌که توهّم مالی مالیات عمومی، هزینه‌های عمومی و مقررات عمومی را دربر گرفته باشد، این شرط برآورده نخواهد شد؛ به‌طوری‌که، شاخص‌های توهّم مالی و سایر معیارهای توهّم مالی می‌توانند با تعیین میزان تودهٔ توهّم مالی در تصورات عمومی، سیاست‌گذاری عمومی را آگاه کنند؛ از این‌رو توصیه می‌شود:

۱- با توجه به نقش مؤثر درآمد نفتی در اجرای استراتژی‌های توهم درآمد نفتی برروی کالاهای عمومی توسط سیاست‌گذاران، با کاهش وابستگی بودجهٔ دولت به درآمدهای نفتی می‌توان تا حدودی از توهم درآمدهای نفتی کاسته و در عوض سهم درآمدهای مالیاتی حاصل از مالیات مستقیم (به‌علت شفاف بودن آن در قیمت کالاها)، به‌صورت افزایش پایه‌های مالیاتی و نیز کنترل فرار مالیاتی ازطریق کنترل صورت‌حساب‌ها و تراکنش‌های طرف اول فروش، طرف دوم خرید، دستگاه‌های پذیرندهٔ POS و سایر مراجع اطلاعاتی مؤدی، را در دستور کار قرار داد.

۲- از آنجا که توهم مالی بالاتر ممکن است حاکی از کیفیت پایین نهادهای عمومی باشد؛ لذا توصیه می‌شود سیاست‌گذاران نسبت به تغییر نگرش خود به سیاست‌های اتخاذی در متقارن نمودن شفافیت اطلاعاتی اقدام نمایند.

۳- طبق مبانی نظری و یافته‌های این تحقیق، وابستگی بودجهٔ دولت به درآمدهای حاصل از جمع‌آوری مالیات‌های مستقیم سبب کاهش قدرت مقامات در اجرای استراتژی‌های افزایش توهم مالی بوده که این می‌تواند در افزایش مشکلات آن‌ها در حفظ هزینه‌ها و درآمدها، به‌ویژه در زمانی‌که نرخ بیکاری بالا است، کمک کند. این شرایط، نیازمند ارائه بسته‌های سیاستی مطلوب می‌باشد.

۴- با توجه به عدم صرفه‌جویی در هزینه‌های عمومی و کاهش امنیت شهروندان ایرانی، توصیه می‌شود سیاست‌مداران به‌هنگام سیاست‌گذاری در بودجهٔ دولت به منابع درآمدی شفاف، ازجمله درآمد حاصل از مالیات‌های مستقیم تکیه کنند.

۵- با توجه به نقش آموزش و تحصیلات در برآورد ذهنی توهم مالی، از آنجا که عدم تقارن اطلاعاتی نمی‌تواند؛ به‌طور مؤثر توسط مالیات‌دهندگان، تنها ازطریق رسانه‌های آزاد حاصل شود و ازطرفی غلبهٔ جنبه‌های فنی دولت تاحدی شهروندان را از کنترل دموکراتیک خود بر سیاست مالی دولت محروم می‌کند، مهارت‌های بسیار تخصصی برای شهروندان و روزنامه‌نگاران لازم است تا استراتژی‌های توهم مالی را تشخیص‌دهند.

۶- توهم مالی عمدتاً توسط مسائل مالی ایجاد می‌شود؛ بنابراین، برای کاهش توهم مالی و در نتیجه کاهش احتمال بحران‌های ناشی از آن، همان‌طورکه فسیانی (۱۹۴۱) هشدار داده، دولت باید برای ارائه‌ی بسته‌های سیاستی قانونی شفاف‌تر در سطوح ملی تلاش کند که این موضوع شفافیت گزارش‌های تأمین مالی دولت را ترویج کرده و سبب افزایش در تمکین مالیاتی مؤدیان خواهد شد.

۷- به‌منظور حرکت برای افزایش سطح شفافیت گزارش‌ها و بودجهٔ عمومی برای بهبود سطح مشارکت شهروندان در تصمیم‌گیری‌های عمومی و اجازه به آن‌ها به‌عنوان بهترین نگهبان فرآیند بودجه، باید شیوه‌های بهتر مدیریت عمومی اجرا شوند.

۸- از آنجا که شاخص هرفیندال فقط تصوری از تعداد مالیات و وزن بار مالیاتی روی کالاهایی که مالیات می‌گیرند را نشان می‌دهد و از ارائه تعداد معافیت‌های مالیاتی، تعداد دفعات اصلاح قانون، میزان دشواری درک قانون، میزان اطلاعات ارائه شده توسط مقامات مالیاتی عاجز است؛ بنابراین، نمی‌تواند معیار کاملی برای میزان پیچیدگی یک سیستم مالیاتی محسوب گردد، لذا توصیه می‌شود به‌هنگام استفاده از آن جانب احتیاط درنظر گرفته شود.

۹- به‌منظور بهبود عملکرد فعالیت‌های بخش عمومی در راستای پاسخ‌گویی شفاف دولت در برابر مردم، توصیه می‌شود هزینه‌های عمومی ازطریق منابع مالیاتی، بالاخص مالیات‌های مستقیم، تأمین مالی شود.

کتابنامه

- Abatemarco, A. & Dell'Anno, R., (2020). "Fiscal illusion and progressive taxation with retrospective voting". *Economic and Political Studies,* 8(2): 246-273.

- Abbott, A. & Jones, P. (2015). "Fiscal Illusion and Cyclical Government Expenditure: State Government Expenditure in the United States". *Scottish Journal of Political Economy,* 63(2): 177-193.

- Abel, A. B., (1991). "Ricardian equivalence theorem". In: *The World of Economics* (pp. 613-622), Palgrave Macmillan, London.

- Alt, J. & Lassen, D., (2006). "Fiscal Transparency, Political Parties, and Debt in OECD Countries". *European Economic Review,* 50(6): 1403-1439.

- Bazazan, F.; Zare-Jonghani, S. & Safari, S., (2018). "Investigating the relationship between financial illusion and economic growth in Iran During 1978-2014". *Scientific-Research Quarterly, Economic Growth and Development Research,* 8 (32): 79-94, (Persian).

- Buchanan, J. M., (1967). *The fiscal illusion. Public finance in democratic process: fiscal institutions and individual choice.* Chapel Hill (USA) University of North Carolina press.

- Buehn, A. & Schneider, F., (2012). "Shadow economies around the world: novel insights, accepted knowledge, and new estimates". *International tax and public finance,* 19(1): 139-171.

- Buehn, A.; Dell'Anno, R. & Schneider, F., (2012). "Fiscal Illusion and The Shadow Economy: Two Sides of The Same Coin?". *Munich Personal Repec Archive,* University Library of Munich, Germany, 131.

- Chetty, R.; Looney, A. & Kroft, K., (2009). "Salience and taxation: Theory and evidence". *American economic review,* 99(4): 1145-77.

- Csontos, L.; Kornai, J. & Tóth, I. G., (1998). "Tax awareness and reform of the welfare state: Hungarian survey results". *Economics of Transition,* 6(2): 287-312.

- Cyan, M.; Martinez-Vazquez, J. & Vulovic, V., (2013). *Measuring tax effort: Does the estimation approach matter and should effort be linked to expenditure goals?*.

- Dalamagas, B. A., (1992). "How rival are the Ricardian Equivalence Proposition and the fiscal policy potency view?". *Scottish Journal of Political Economy*, 39(4): 457-476.

- Dell'Anno, R. & Mourao, P., (2012). "Fiscal Illusion around the World: An Analysis Using the Structural Equation Approach". *Public Finance Review,* 40(2): 270-299.

- Dell'Anno, R. & Dollery, B., (2014). "Comparative Fiscal Illusion: A Fiscal Illusion Index for The European Union". *Munich Personal Repec Archive,* University Library of Munich, Germany, NO. 42537: 1-29.

- Dollery, B. & Worthington, A., (1996). "The Empirical Analysis of Fiscal Illusion". *Journal of Economic Surveys,* 10(3): 261297.

- Dollery, B. E. & Worthington, A. C., (1995). "The impact of fiscal illusion on housing values: an Australian test of the debt illusion hypothesis". *Public Budgeting & Finance*, 15(3): 63-73.

- Downs, A., (1957). "An economic theory of political action in a democracy". *Journal of political economy,* 65(2): 135-150.

- Dziemianowicz, R. I.; Kargol-Wasiluk, A.; Wildowicz-Giegiel, A. &Wyszkowski, A., (2017). *Tax expenditures as an example of fiscal illusion.* Optimum. StudiaEkonomiczne.

- Epple, D. & Schipper, K., (1981). "Municipal pension funding: A theory and some evidence". *Public Choice*, *37*(1): 141-178.

- Floyd, J. E. & Hynes, J. A., (1978). "Debt illusion and imperfect information". *European Economic Review,* 11(4): 379-386.

- Gemmell, N.; Morrissey, O. & Pinar, A., (2004). "Tax perceptions and preferences over tax structure in the United Kingdom". *The Economic Journal*, 114(493): F117-F138.

- Gérard, T. & Ngangué, N., (2015). "Does fiscal illusion impact budget policy? A panel data analysis". *International Journal of Economics and Financial Issues*, *5*(1): 240.

- Gilak Hakimabadi, M.; Zaroki, S. & Ezoji, H., (2019). "The analysis of fiscal illusion and budgetary policy in selected developing countries using dynamic panel data". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics,* 6(1): 21-50.

- González Aguirre, J. & Del Villar, A., (2022). "Effect of the Complexity of the Customs Tax System on the Tax Effort". *Economies,* 10(3): 55.

- Groenewegen, J. P. M., (2010). *Institutional Economics, an introduction.* Palgrave Macmillan.

- Hutabarat, D. D., (2015). "Natural Resource Exploitation as a Source of Fiscal Illusion". *Paper presented at Midwest Public Affairs Conference,* University of Wisconsin-Milwaukee.

- Ilmiyyah, N.; Saftiana, Y. & Wahyudi, T., (2020). "The empirical analysis of fiscal illusion". *Accounting,* 6(6): 1033-1044.

- Jeyhuntabar, F., (2018). "Investigating the financial illusion of the complexity of government revenue structure in the Iranian economy". *Journal of Economic Policy Research.* 10 (20): 163-189, (Persian).

- Kilby, N., (2014). *Does Tax Revenue Diversification Help States Weather Economic Downturns?* Evidence from the Great Recession.

- Madah, M. & Farahati, M., (2015). "Empirical analysis of financial illusion in Iran (with emphasis on the role of indirect taxes)". *Journal of Taxation,* 29: 67-97, (Persian).

- Madah, M. & Sadeghi, F., (2013). "Investigating the trend of financial illusion in Iran's economy (MIMIC approach)". *Quantitative Economics Quarterly (Former Economic Studies),* 10 (3): 85-113, (Persian).

- Madah, M.; Jeyhuntabar, F. & Rezapour, Z., (2014). "Empirical analysis of public spending dynamics in the Iranian economy in the framework of the middle voter model despite financial illusions". *Quarterly Journal of Economic Research and Policy,* 72: 197-216, (Persian).

- Maddah, M. & Jeyhoon-Tabar, F., (2018). "The Tax and Petroleum Revenue Effect on Iran's Public Expenditures (1994–2015), Employing Fiscal Illusion Approach". *Iranian Economic Review,* 22(3): 833-866.

- Manafi Anvar, V.; Khodadad Kashi, F.; Biabani, J. & Pasban, F., (2015). "Factors Affecting Real Exchange Rate Changes and Its Impact on the Competitiveness Index in the Iranian Economy (1358-92)". *Financial Economics,* 9 (32): 1-24.

- McCulloch, J. R., (1975). *A Treatise on the Practical Influence of Taxation and the Funding System.* Original Edition 1845, Reprint D.P. O'Brien (ed), Edinburgh: Scottish Academic Press.

- Mill, J. S., (1848). *Principles of Political Economy.* Consulted Edition: Mill, J. Stuart 1994.

- Mourão, P. R., (2008). "The Consequences of Fiscal Illusion on Economic Growth". *EJournal of Tax Research,* 6(2): 82−89.

- Mueller, D. C., (2003). *Public choice III.* Cambridge University Press.

- Oates, W. E., (1969). "The effects of property taxes and local public spending on property values: An empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis". *Journal of political economy,* 77(6): 957-971.

- Oates, W. E., (1988). "On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey". In: *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews,* G. Brennan et al., eds., Sydney: Australian National University Press, 65.

- Pommerehne, W. W. & Schneider, F., (1978). "Fiscal illusion, political institutions, and local public spending". *Kyklos,* 31(3): 381-408.

- Prado, P. H. M. & da Silva, C. G., (2020). "Wagner's Law and Fiscal Illusion: An analysis of state government finances in Brazil". *Review of Development Economics,* 24(2): 628-643.

- Puviani, A., (1903). *Teoria della Illusions Finanziaria.* Palermo: Sandron.

- Sachs, J. D. & Warner, A., (1995). *Natural resource abundance and economic growth*.

- Sanandaji, T. & Wallace, B., (2010). "Research Institute of Industrial Economics". *IFN Working Paper*, No. 837, www.ifn.se/wfiles/wp/wp837.

- Sausgruber, R. & Tyran, J. R., (2005). "Testing the Mill hypothesis of fiscal illusion". *Public choice,* 122(1-2): 39-68.

- Schmölders, G., (1960). *Das Irrationale in der öffentlichen Finanzwirtschaft.* Reinbeck: Rowohlt.

- Serrano, A. L. M.; Ferreira, L. O. G. & Mendes, N. C. F., (2022). "Evidence of the Effects of Fiscal Illusion in Brazil Using Mill Hypotheses and Wagner Law Tests". *International Journal of Research in Engineering and Science (IJRES).* 10 (2): 59-71.

- Tanzi, V., (1999). "Uses and abuses of estimates of the underground economy". *The economic journal,* 109(456): F338-F347.

- Tarar, M. A. & Munir, M., (2012). *Impact of Tax Education on Tax Illusion:* An Experimental Study.

- Tirole, J., (2011). "Illiquidity and all its friends". *Journal of Economic Literature*, 49(2): 287-325.

- Utari, T., (2015). *ANalisis Ilusi Fiskal dalam Kinerja Anggaran Pemerintah Daerah di Provinsi Se-Indonesia (Issue 13919016).* Universitas Islam Indonesia

- Wagner, R. E., (1976). "Revenue Structure, Fiscal Illusion and Budgetary Choice". *Public Choice,* 25: 45-61.

- Weck-Hannemann, H., (1983). *Schattenwirtschaft: Eine Möglichkeit zur Einschränkung der öffentlichen Verwaltung?* Eine ökonomische Analyse, Frankfurt/Main.

- Zaroki, S. & Ezoji, H., (2018). "Fiscal Illusion in Iranian Economy Emphasizing the Five-Dimensional Indicators and the NARDL Approach". *The Journal of Planning and Budgeting,* 22(4): 35-80.

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Assessing the Socio-economic Consequences of Corona in Iran, from the Behavioral Economics Perspective

Mehranfard, A.[1], Mozayani, A. H.[2], Assari Arani, A.[3], Agheli, L.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26183.3446
Received: 2022.04.23; Accepted: 2022.07.05
Pp: 209-236

Abstract

Behavioral economics is a method of economic analysis that uses psychological insights to explain and analyze economic decisions. In the researches done so far, more attention has been paid to the economic aspects of the current crisis and less attention has been paid to the social dimensions and the issue of behavioral economics has been neglected. In the present study, we examine the most important behavioral biases of individuals during the corona pandemic. In order to investigate the social consequences of the corona pandemic and to estimate the relationship between economic and demographic variables with behavioral economics theories, the choice experiment was selected and the mixed logit model was used and by estimating the mixed logit model with interactions a wide range of multiplicative states between personality traits and traits specific to the alternatives were tested. Finally, the variables of age, number of children, income level and awareness of the consequences of corona disease were multiplied by the price with a significant effect and explanatory power. For example, it was observed that older people are less willing to pay to reduce the consequences of corona disease or having more children has a negative and significant relationship with the selection and additional payment of people to reduce the consequences of this disease. From the perspective of behavioral economics, the result of the estimates confirm a kind of "(effect) of collective behavior and social impact" and "exploratory effect" in people's behavior, which indicates the preference of economic dimensions over the social dimensions of the disease and the great importance of people to family problems caused by the disease, respectively. Finally, policy recommendations are provided. In general, the more complete the structure of dissemination and access to information and informing the public, the more efficient it will be in reducing personal misjudgments and behavioral biases, facilitating crisis management including Covid 19 disease.

Keywords: Behavioral Economics, Preferences, Covid19, Health Economics.

JEL Classification: E71, D12, I19, I15.

1. Ph.D. student, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Research Economics Department, Economics Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** mozayani@modares.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
4. Associate Professor, Agricultural Economics Department, Economics Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Citations: Mehranfard, Z.; Mozayani, A.; Assari Arani, A. & Agheli, L., (2022). "Assessing the Socio-Economic Consequences of Corona in Iran, from the Behavioral Economics Perspective". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 209-236. doi: 10.22084/aes.2022.26183.3446.
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4706.html?lang=en

1. Introduction

Economics, as a human science, for modeling, forecasting, policy making and realizing all its goals and functions, requires a proper understanding of human beings as the axis of decision-making (Ansari et al., 2014). This reality is also exemplified in the analysis of different dimensions of human life, in this regard, we can mention all kinds of diseases and specifically the emergence of corona disease as one of the newest phenomena affecting human life in the field of health. During the last two years, encouraging people to adopt and maintain preventive behaviors as the main center of attention and focus of public health policy in order to reduce the spread of Corona disease has been on the agenda. This policy is obvious and undeniable from the point of view of health economics. Because according to it, the optimal allocation of scarce resources (financial, human capital, etc.) in the absence of definitive treatment depends on correct policies in the field of health and preventive behavioral approaches. The increasing spread of corona disease during the period of 2019-2021 became an international crisis in the field of public health. As the main focus of public health policies in the world was encouraging people to adhere to and implement preventive behaviors, and it still is. In other words, in Such diseases, public health policy should rely on advanced methods to encourage society to adopt preventive behaviors. In this study, using statistical methods and economic modeling, the effect of economic and demographic variables (due to their influence on people's behavior) is investigated from the perspective of willingness to pay to solve the social consequences of the Corona pandemic with the choice experiment method. According to the case, the behaviors expressed by people should be evaluated and analyzed in the framework of behavioral economics propositions. In other words, knowing the dimensions of the disease and its management highlights the necessity of investigating the issue in the framework of behavioral economics; For this purpose, with field research in the year 2021 in the form of a questionnaire designed based on the basics of the choice experiment method to collect information from the citizens of Tehran (due to the population diversity of this city and consequently in order to cover all kinds of attitudes and preferences) with a simple random sampling of different people in the society, including doctors, nurses, students, retirees and etc., was done. In fact, in the present study, we seek to answer this question, is it possible to reach a more realistic analysis of the socio-economic consequences of the corona disease by relying on the foundations of behavioral economics? In this regard, this article consists of five parts. After the present introduction, the literature of the subject is discussed in the second part. In this section, first, in the form of theoretical foundations of the subject, a number of principles of behavioral economics are introduced in order to explain the

possible cause of unexpected behaviors during the pandemic era. In the second part, the background of domestic and foreign studies is mentioned. In the third part, the research method is presented. The fourth part is dedicated to the estimation of the model in terms of the influence of demographic variables. In the fifth section, the summary, conclusions and policy recommendations are discussed.

2. Materials and Methods

The CE method was initially used in the fields of transportation and marketing. This method is based on Lancaster's theory of microeconomics and random utility theory (RUT). Lancaster's theory of consumption states that the utility arising from the consumption of a product is not directly obtained from the consumption of that product, but rather it is obtained from the total utility of the features and characteristics of that product. In other words, the utility of consuming a product can be decomposed into the utility of the product's characteristics. Also, the random utility theory states that all components of the utility function that result from people's choices are not directly visible to the researcher (Hearn and Salinas, 2002).

3. Discussion

For each of the characteristics, such as mental illness, unemployment, change in social activities, family problems, concern about social discrimination and price, they have theoretically expected signs. Based on this, it can be said that all these features have a significant impact on the preferences and decisions of participants in choosing options. The signs of the coefficients of the features are in a way satisfying the theoretical expectations and quite logically, the higher levels of the features increase the probability of choosing the hypothetical options. The negative sign of the willingness to pay feature means that the options with a higher suggested price reduce people's desirability and have a low choice probability compared to other options.

4. Conclusion

In the present study, using the choice experiment method as a new approach, the effect of economic and demographic variables (due to their influence on people's behavior) on the willingness to pay to solve the social consequences of the corona pandemic was put on the agenda, and as the case from the point of view of the proposition and the principles of behavioral economics were evaluated and analyzed. People's age variable has a negative

effect on people's choice probability. The positive and significant coefficient of the income variable shows that with the increase in people's income level, their willingness to pay to reduce the consequences of the corona disease increases. The results of the present study also showed that people with a higher level of awareness about the effects of the corona disease are willing to pay a higher amount to reduce the consequences of this disease.

Also, the results show that having more children has a negative and significant relationship with people's choice and extra payment to reduce the consequences of this disease. This may be due to the increase in the costs of this disease for large households, because the corona disease has changed not only the economic indicators, but also the behavioral, consumption and lifestyle patterns of people due to the fear of contracting Covid-19, which has imposed costs on the society.

In addition to the above economic analysis, the estimation findings were also evaluated from the perspective of behavioral economics and it was observed that after more than a year and a half of the disease, the citizens still consider the economic aspects (such as unemployment) of the disease and its consequences far more important than the social aspects (such as a changes in social activities) which was probably influenced by the approach of the media environment and public information as well as the performance of the government in such a way that these conditions can be considered as examples of collective behavior and social influence. Also, the high share expressed by the citizens for family problems caused by the corona pandemic (which is less considered in the media and by the government compared to the economic aspects) which is mainly the perception and findings of the citizens themselves regarding the importance of this issue. In a way it showed exploratory effect of the set of paradigms of behavioral economics. This can be a good indication of people's proper understanding of the negative effects of Corona on their family relationships. Obviously, by conducting a series of supplementary studies in the field of people's performance encountering corona disease from the perspective of behavioral economics knowledge, especially in the framework of laboratory studies, it is possible to find out about other possible biases and distortions in this relationship.

Acknowledgments

The authors acknowledge all of the study participants involved in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

ارزیابی تبعات اقتصادی-اجتماعی بیماری کرونا در ایران از منظر اقتصاد رفتاری

زهرا مهران‌فرد[۱]، امیرحسین مزینی[۲]، عباس عصاری‌آرانی[۳]، لطفعلی عاقلی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26183.3446
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۰۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۴
صص: ۲۳۶-۲۰۹

چکیده

اقتصاد رفتاری یک روش تحلیل اقتصادی است که از بینش روان‌شناختی برای توضیح و تحلیل تصمیم‌گیری‌های اقتصادی استفاده می‌کند. در تحقیقات انجام‌شده تاکنون بیشتر به جنبه‌های اقتصادی بحران کرونا پرداخته شده و ابعاد اجتماعی آن کمتر موردتوجه قرار گرفته است و تحلیل آن از منظر اقتصاد رفتاری مغفول مانده است. در مطالعهٔ حاضر به بررسی مهم‌ترین سوگیری‌های رفتاری افراد در دوران پاندمی کرونا پرداخته شده است. به‌منظور بررسی تبعات اجتماعی پاندمی کرونا و برآورد ارتباط متغیرهای اقتصادي و جمعیت‌شناختی با تئوری‌های اقتصاد رفتاری از روش آزمون انتخاب و مدل لاجیت مختلط استفاده شد و با برآورد مدل لاجیت مختلط با اثرات متقابل، حالات گسترده‌ای از روابط حاصل‌ضربی بین ویژگی‌های شخصیتی و صفات مختص آلترناتیوها مورد آزمون قرار گرفت و سرانجام متغیرهای سن، تعداد فرزندان، سطح درآمد و داشتن آگاهی از تبعات بیماری کرونا دارای تأثیر معنی‌دار و قدرت توضیح‌دهندگی شناخته شدند. به‌عنوان نمونه، مشاهده گردید که افراد مسن‌تر تمایل کمتری برای پرداخت بیشتر جهت کاهش تبعات بیماری کرونا دارند و یا داشتن تعداد فرزند بیشتر رابطهٔ منفی و معنی‌داری با انتخاب و پرداخت اضافی افراد برای کاهش تبعات این بیماری دارد که می‌تواند به‌دلیل پایین بودن درآمد سرانه در خانوارهای پرجمعیت باشد. ازمنظر اقتصاد رفتاري نیز نتایج برآوردها به نوعي «(اثر) رفتار دسته جمعی و تأثیر اجتماعی» و «اثر اکتشافی» را در رفتار مردم تأييد مي‌نمايند که به‌ترتیب حکایت از ارجحیت ابعاد اقتصادی نسبت به ابعاد اجتماعی بیماری و اهمیت دادن شدید مردم به مشکلات خانوادگي ناشي از بروز بيماري دارد و در پایان نیز توصیه‌های سیاستی ارائه گردیده است. اجمالاً این‌که هرچه ساختار انتشار و دسترسي به اطلاعات کامل‌تر و آگاهي بخشي به جامعه به‌صورت کاراتر عمل نماید تا برداشت‌هاي شخصي نادرست و تورش‌هاي رفتاري کمتر گردد مدیریت بحران (ازجمله بیماري کرونا) تسهیل مي‌گردد.

کلیدواژگان: اقتصاد رفتاری، ترجیحات، کووید-۱۹، تبعات اجتماعي، اقتصاد سلامت.
طبقه‌بندی JEL: E71, D12, I19, I15

۱. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت‌مدرس، تهران، ایران.
Email: z.mehranfard@modares.ac.ir
۲. دانشیار، گروه اقتصاد پژوهش، پژوهشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: mozayani@modares.ac.ir
۳. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: assari_a@modares.ac.ir
۴. دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزي، پژوهشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: aghelik@modares.ac.ir

ارجاع به مقاله: مهران فرد، زهرا؛ مزینی، امیرحسین؛ عصاری آرانی، عباس؛ و عاقلی، لطفعلی، (۱۴۰۱). «ارزیابی تبعات اقتصادی-اجتماعی بیماری کرونا در ایران از منظر اقتصاد رفتاری». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۲۰۹-۲۳۶. doi: 10.22084/aes.2022.26183.3446.
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4706.html

۱. مقدمه

اقتصاد به مثابه علمی انسانی، برای مدل‌سازی، پیش‌بینی، سیاست‌گذاری و تحقق تمام اهداف و کارکردهای خود نیازمند شناختی مناسب از انسان، به‌عنوان محور تصمیم‌گیری‌هاست (انصاری و همکاران، ۱۳۹۴). این واقعیت در تحلیل ابعاد مختلف حیات بشر نیز مصداق می‌یابد که در این‌رابطه می‌توان به انواع بیماری‌ها و به‌صورت خاص ظهور بیماری کرونا به‌عنوان یکی از جدیدترین پدیده‌های اثرگذار بر زندگی انسان‌ها در حوزهٔ سلامت اشاره نمود. طی دو سال اخیر تشویق مردم به اتخاذ و حفظ رفتارهای پیش‌گیرانه به‌عنوان مرکز اصلی توجه و تمرکز سیاست سلامت عمومی در راستای کاهش شیوع بیماری کرونا پیوسته در دستور کار بوده است. این سیاست از منظر اقتصاد سلامت نیز بدیهی و غیرقابل انکار می‌باشد؛ چراکه مطابق آن، تخصیص بهینهٔ منابع کمیاب (مالی، سرمایهٔ انسانی و غیره) در نبود درمان قطعی، در گرو سیاست‌گذاری‌های صحیح در حوزهٔ سلامت و رویکردهای رفتاری پیش‌گیرانه می‌باشد.

شیوع روزافزون بیماری کرونا طی دورهٔ ۲۰۲۱-۲۰۱۹ میلادی به بحرانی بین‌المللی در حوزهٔ سلامت عمومی تبدیل شد. به‌طوری‌که تمرکز اصلی سیاست‌های سلامت عمومی در دنیا، تشویق مردم به پایبندی و اجرای رفتارهای پیش‌گیرانه بود و کماکان نیز می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، در این قبیل بیماری‌ها، سیاست‌گذاری سلامت عمومی باید بر روش‌های پیشرفته برای ترغیب جامعه به رفتارهای پیش‌گیرانه متکی باشد. در این مطالعه درنظر است با استفاده از روش‌های آماری و مدل‌سازی اقتصادی، تأثیر متغیرهای اقتصادی و جمعیت‌شناختی (به‌دلیل اثرگذاری آن‌ها بر رفتار افراد) از منظر تمایل به پرداخت برای رفع تبعات اجتماعی پاندمی کرونا با روش آزمون انتخاب مورد بررسی قرار گرفته و حسب مورد رفتارهای بروز داده شده[۱] توسط افراد در چارچوب گزاره‌های اقتصاد رفتاری مورد ارزیابی و تحلیل قرار گیرند. به‌بیانی دیگر، شناخت ابعاد بیماری و مدیریت آن، ضرورت بررسی موضوع در چارچوب اقتصاد رفتاری را برجسته می‌سازد؛ بدین‌منظور با تحقیقات میدانی در سال ۱۴۰۰ در قالب پرسش‌نامه طراحی شده، براساس مبانی روش آزمون انتخاب به جمع‌آوری اطلاعات از شهروندان تهران (به‌دلیل تنوع جمعیتی این شهر و به‌تبع آن در راستای پوشش انواع سلایق، نگرش‌ها و ترجیحات) با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده از افراد مختلف جامعه شامل: پزشکان، پرستاران، دانشجویان، مشاغل آزاد، بازنشستگان و غیره پرداخته شد. درواقع در مطالعهٔ حاضر به‌دنبال پاسخ‌گویی به این پرسش هستیم که آیا می‌توان با تکیه‌بر مبانی اقتصاد رفتاری به تحلیل‌های واقع‌بینانه‌تری از تبعات اجتماعی-اقتصادی بیماری کرونا برسیم؟ در این راستا، پژوهش حاضر از پنج بخش تشکیل گردیده است. پس از مقدمهٔ حاضر در بخش دوم به ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. در این بخش ابتدا در قالب مبانی نظری موضوع به معرفی تعدادی از اصول اقتصاد رفتاری به‌منظور توضیح علت احتمالی رفتارهای غیرقابل انتظار در طول دوران پاندمی پرداخته می‌شود؛ در ادامه، بخش دوم پیشینهٔ مطالعات داخلی و خارجی مورد اشاره قرار می‌گیرد. در بخش سوم به ارائه روش تحقیق پرداخته می‌شود.

---

۱ . این رفتارها در ادبیات موضوع تحت عنوان Revealed Preferences شناخته شده و مورد ارزیابی قرار می گیرند که در نقطه مقابل Stated Preferences قرار دارند.

بخش چهارم به تخمین و برآورد مدل با لحاظ تأثیر متغیرهای جمعیت‌شناختی اختصاص‌یافته است. در بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی پرداخته شده است.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری رویکرد اقتصاد رفتاری به پاندمی کرونا

در مورد بیماری‌های همه‌گیر و به‌طور خاص بیماری کرونا، در نبود روش درمان و یا واکسن قطعی، رفتارهای پیش‌گیرانه مانند: فاصله‌گذاری اجتماعی، قرنطینهٔ خانگی، پرهیز از لمس صورت و شستن مکرر دست‌ها، راهکار مؤثر برای مقابله با این بیماری است (وو و همکاران[1]، ۲۰۲۰؛ وایلدراسمیت و فریدمن[2]، ۲۰۲۰). درواقع در قالب این اقدامات تلاش می‌گردد با اثرگذاری بر باورهای ذهنی افراد، الگوهای رفتاری ایشان بازبینی و اصلاح گردد. در این‌شرایط از آنجا که لازم است با هدایت و اقناع ذهنی افراد اصلاحاتی در رفتار آن‌ها به‌وجود آید؛ لذا بستر مناسبی جهت طرح و آزمون مباحث اقتصاد رفتاری ایجاد می‌گردد. این درحالی است که در سال‌های اخیر، کشورها توجه ویژه‌ای را به مباحث مربوط به اقتصاد رفتاری در زمینهٔ سیاست‌گذاری‌های عمومی معطوف داشته‌اند (کانگدان و شانکار[3]، ۲۰۱۸). این مبحث از اقتصاد با استفاده از ظرفیت‌های روان‌شناسی، علوم اعصاب و علوم‌شناختی توضیح می‌دهد که چگونه رفتارهای مردم از تئوری انتخاب عقلایی منحرف می‌گردد و چه زمانی و چرا تصمیمات کوتاه‌مدت افراد، منافع بلند مدت آن‌ها را تضعیف می‌نماید.

این حوزه از مطالعات (در چارچوب مباحث اقتصاد رفتاری) در راستای پیش‌بینی و درک رفتار افراد و انتخاب‌های آنان در راستای کمک به تدوین سیاست‌های عمومی می‌تواند مفید و مؤثر باشد (تالر[4]، ۲۰۱۶)؛ برای این‌منظور، ضمن تبیین تورش‌های فرآیند تصمیم‌گیری افراد، از تورش‌های شناسایی شده جهت تسهیل اعمال مداخلات در رفتارهای افراد استفاده می‌شود. توضیح آن‌که اقتصاد رفتاری قائل به این واقعیت است که مردم دارای عقلانیت و ارادهٔ بی‌نهایت نیستند و بنابراین تصمیم‌گیرندگان عقلایی، مطابق آن‌چه در تئوری اقتصادی حداکثرسازی مطلوبیت وجود دارد، محسوب نمی‌شوند (تالر، ۲۰۱۶؛ ۲۰۱۸). به‌علاوه، افراد توانایی‌های محدود شناختی و محاسباتی دارند و تصمیماتشان مبتنی‌بر تحلیل کامل اطلاعات موجود نیست (تالر، ۲۰۱۶). این محدودیت‌ها منجر به ایجاد قوانین ساده و اکتشافی توسط افراد (به‌عنوان مثال، میانبرهای ذهنی) برای اتخاذ تصمیم می‌گردد تا انجام تحلیل‌های هزینه-فایدهٔ پیچیده؛ ضمن این‌که قوانین ساده و اکتشافی نیز اغلب به خطاهای سیستماتیک منجر شده و نمود آن در رفتارهای غیربهینه و مضر قابل مشاهده است (تالر، ۲۰۰۸)؛ (ورسکی و کانمن[5]، ۱۹۷۹). در این چارچوب، اقتصاد رفتاری رویکرد جدیدی را به طیفی از رفتارهای پرخطر و

---

[1]. Wu et al.
[2]. Wilder-Smith & Freedman
[3]. Congdon & Shankar
[4]. Thaler
[5]. Tversky & Kahneman

پیش‌گیرانه بهداشتی گشوده است (بیکل و همکاران[1]، ۲۰۱۶) و پتانسیل قابل‌توجهی را برای درک و توضیح بهتر رفتارهای مرتبط با پاندمی کرونا می‌تواند ارائه نماید.

به‌طورکلی تغییر عادت‌های خاص افراد جامعه حتی با وجود اطلاعات کامل از آن‌ها بسیار دشوار است. با علم به این واقعیت، کل جامعه باید با کمک نهادهای دولتی در راستای تصحیح رفتارهای نادرست خود، مثلاً در زمان وقوع پاندمی‌ها بکوشند و اقدامات بهداشتی پیش‌گیرانه را در دستور کار قرار دهند؛ چراکه یک فرد آلوده به ویروس به‌راحتی می‌تواند تعداد بسیاری را درگیر بیماری کند. در این‌شرایط چالش‌های دولت بسیار بیشتر خواهد بود؛ چراکه افراد به‌ندرت در مواقعی که تصمیم‌گیری آن‌ها کل مردم را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد رفتار منطقی و بی‌طرفانه دارند و اغلب از میانبرهای ذهنی استفاده می‌کنند که درک آن‌ها از خطر و واکنش را نشان می‌دهد؛ برای مثال، بررسی‌ها نشان داده‌اند که علی‌رغم توصیه‌های متعدد برای عدم لمس چشم‌ها، بینی و دهان برای پیشگیری از شیوع بیشتر ویروس کرونا، انسان‌ها به‌طور متوسط ۲۳ بار در ساعت صورتشان را لمس می‌کنند (وک[2]، ۲۰۱۵)؛ به‌عبارت دیگر، با این‌قبیل رفتارها نه‌تنها احتمال ابتلای خود به بیماری را افزایش می‌دهند، بلکه منجر به شیوع بیشتر آن در جامعه می‌گردند. در این‌راستا می‌توان رفتارهای افراد را ازمنظر اقتصاد رفتاری مورد تحلیل قرار داد. در این‌خصوص مطالعاتی در عرصهٔ بین‌المللی انجام شده و اهمیت مداخلات اقتصاد رفتاری را مورد تأکید قرار داده‌اند (هاشوفر و متکالف[3]، ۲۰۲۰)؛ به‌طور مثال، درمورد بیماری کرونا، تلاش دولت برای ایجاد درک عمومی در مردم مبنی‌بر این‌که شستن و ضدعفونی نمودن دست‌ها باعث کاهش شیوع بیماری کرونا می‌گردد. با این‌حال، بسیاری از مردم از ضرورت عمل به این نکات، آگاهی کامل ندارند؛ چراکه پاندمی کرونا شرایط ناپایداری را ایجاد می‌کند که میزان برداشت و تلقی افراد نسبت به ریسک را منحرف می‌سازد. در این‌شرایط، رعایت (یا عدم رعایت) پروتکل‌های بهداشتی از منظر استفاده از ماسک، ژل ضدعفونی، رعایت فاصلهٔ اجتماعی و سایر ملزومات همراه با انتشار اخبار نادرست، شایعات و اطلاعات نادرست، شرایطی را ایجاد می‌نمایند که می‌توانند از منظر پارادایم‌های اقتصاد رفتاری و تورش‌ها و سوگیری‌های تعریف‌شده در این حوزه مورد بررسی قرار گیرند. در این رابطه (تورش‌ها و سوگیری‌های تصریح شده در ادبیات موضوع اقتصاد رفتاری) می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

الف. تورش یا سوگیری عقب‌گرایانه: وقتی مردم بدانند که اتفاقی رخ‌داده، ابتدا با این فکر که از احتمال روی دادن اتفاق خبر داشتند خودشان را فریب می‌دهند. این موضوع توأم با تصمیمات دولت می‌تواند درک افراد از هر اطلاعات جدیدی برای مبارزه با کرونا را اجتناب‌ناپذیر نماید و آن‌ها را به این باور برساند که سیاست‌گذاران باید از ابتدا وضعیت را پیش‌بینی می‌کردند و اعتبار تلاش‌های دولت زیرسؤال خواهد رفت.

ب. تورش یا سوگیری در دسترس بودن: احتمال وقوع یک نتیجه با سرعت خطور آن در ذهن، قضاوت می‌شود؛ اگر دائماً تصاویر ترسناک مرتبط با بیماری کرونا به مردم نشان داده شود آن‌ها ریسک ابتلا به ویروس را به استناد باورهای قبلی که تورش یا سوگیری تأیید نامیده می‌شود، بسیار بیشتر ارزیابی می‌کنند.

---

1. Bickel et al.
2. Kwok
3. Haushofer & Metcalf

علاوه‌بر این تورش‌ها یا سوگیری‌ها، سوگیری خوش‌بینی و توهم کنترل نیز منجر به بروز رفتارهای نادرست در جامعه در طول دوران پاندمی می‌گردد که در ادامه به تشریح آن‌ها و سایر سوگیری‌ها خواهیم پرداخت.

ج. سوگیری توهم کنترل: این سوگیری منجر به شکل‌گیری این تفکر در ما می‌شود که می‌توانیم با احتکار دستمال بهداشتی یا خریدهای اجباری از سوپرمارکت‌ها کنترل اوضاع را در دست داشته باشیم؛ بنابراین بروز رفتارها یا انجام کارها مستلزم انگیزه، ظرفیت و نیروی محرک است (فاگ[1]، ۲۰۰۹). ایدهٔ اصلی دیدگاه «فاگ» بر این اساس استوار است که اگر می‌خواهید کارها به‌درستی انجام شود باید برای مردم ساده و آسان گردند و طراحی رفتار بر سادگی، سرعت و سهولت متمرکز است؛ برای مثال، در مورد شستن دست‌ها اگر فرد انگیزهٔ کافی نداشته باشد رفتاری رخ نخواهد داد (سیفوئنتس[2]، ۲۰۲۰).

د. تورش زمانی: این تورش در مباحث مربوط به انتخاب‌های بین زمانی، هزینه‌ها و منافع انتخاب‌ها در زمان‌های متفاوتی بروز می‌کند؛ به‌بیانی دیگر، انتخاب‌های روزانهٔ ما مبادله بین نتایج فعلی (مانند: هزینه‌ها و منافع) و نتایج انتظاری آتی است (وندرپل و کرنز[3]، ۲۰۱۱). تورش زمانی، تمایل غیرخطی و ناپایدار بسیاری از افرادی است که بازدهی کمتر کوتاه‌مدت را به بازدهی بلندمدت آتی ترجیح می‌دهند (لیبسن[4]، ۱۹۹۷؛ لوونستین و همکاران[5]، ۲۰۱۲؛ ادن و رابین[6]، ۱۹۹۹). تورش زمانی ممکن است منجر به ناسازگاری زمانی ترجیحات گردد؛ چراکه افراد با رخداد اتفاقی جدید در یک‌روز، تصمیم و برنامه‌ریزی را که از قبل برای آن داشتند مورد بازنگری قرار می‌دهند.

تورش زمانی امکان پیش‌بینی رفتاری مختلف مرتبط با سلامت و بهداشت را دارد؛ چراکه بسیاری از رفتارهای مرتبط با سلامت، مبادله‌ای بین نتایج فعلی و آتی است؛ به‌عنوان مثال، کشیدن سیگار هم‌زمان دارای منافع جاری (کاهش موقتی استرس) و هزینه‌های آتی (افزایش احتمال ابتلا به سرطان ریه) را دارد (وندرپل و کرنز، ۲۰۱۱). درمورد بیماری کرونا نیز عدم پای‌بندی به سیاست‌های قرنطینهٔ خانگی شامل مبادله‌ای بین لذت و مطلوبیت رفتن به مرکز خرید و رستوران درحال‌حاضر (منافع جاری) و افزایش احتمال ابتلا به بیماری کرونا در آینده (هزینهٔ آتی احتمالی) می‌باشد. البته لازم به ذکر است که هزینهٔ آتی احتمالی به این‌معناست که هر گردشی بیرون از خانه لزوماً منجر به ابتلای افراد به ویروس کووید-۱۹ نخواهد شد؛ بنابراین، افراد با نرخ ترجیح زمانی بالاتر (بی‌صبری بیشتر)، تأکید بیشتری بر زمان فعلی دارند و بالتبع پای‌بندی کمتری به اعمال رفتارهای پیش‌گیرانه مانند ماندن در خانه و یا شست‌وشوی دست‌ها دارند.

به بیانی دیگر، تورش زمانی به توضیح این مسأله می‌پردازد که چرا مردم به نفع و صلاح خود رفتار نمی‌کنند و چرا در تبعیت از رفتارهای پیش‌گیرانه بهداشتی مانند فاصله‌گذاری فیزیکی حتی با وجود علاقه‌مندی به

---

[1]. Fogg
[2]. Cifuentes
[3]. Vanderpol & Cairns
[4]. Laibson
[5]. Loewenstein et al.
[6]. O'Donoghue et al.

پای‌بندی، با مشکلاتی مواجه می‌شوند (وندرپل و همکاران[1]، ۲۰۱۷). اگرچه ممکن است تورش زمانی منجر به انتخاب‌های رفتاری غیربهینه گردد، ولی در عین‌حال می‌تواند برای کمک به افراد به‌منظور رعایت رفتارهای پیش‌گیرانه استفاده شود (لوونستین[2]، ۲۰۱۲)؛ برای مثال، کاهش هزینه‌های جاری از طریق پای‌بندی به فاصله‌گذاری اجتماعی می‌تواند بر تورش زمانی افراد جامعه مؤثر باشد، همان‌طورکه هزینه‌های کمتر فعلی بر منافع آتی رعایت فاصله‌گذاری اجتماعی اولویت دارد. با توجه به این ویژگی رفتاری در جامعه، افزایش مزایای پای‌بندی به فاصله‌گذاری اجتماعی با روش‌هایی مثل پرداخت‌های کوچک و مکرر و منظم می‌تولند راهکاری مفید برای تشویق مردم به رعایت رفتارهای پیش‌گیرانه از ابتلا به کرونا باشد. مشاهده شده که اثربخشی مداخلاتی ازجمله اعطای پاداش‌هایی هرچند لندک به‌عنوان راهکار افزایش منافع جاری پای‌بندی به داروهای ضدویروسی، پروسهٔ ترک سیگار و به‌طورکلی دخانیات و کاهش وزن در ذهن افراد برای تغییرات رفتاری، بیشتر بوده است (لینمایر و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ هالپرن و همکاران[4]، ۲۰۱۵؛جان و همکاران[5]، ۲۰۱۱).

در این‌راستا برای کاهش انتقال کووید-۱۹ در کوتاه‌مدت می‌توان ازطریق ارائه دسترسی رایگان به اینترنت در منازل، تعلیق موقت بازپرداخت وام‌ها، ارائه وام توسط دولت‌ها برای حمایت از بیکاران و افراد فاقد بیمه به‌منظور راه‌اندازی مشاغل کوچک و ارائه بسته‌های غذایی برای اقشار آسیب‌پذیر در راستای اجرای سیاست قرنطینهٔ خانگی و تشویق و ترغیب مردم به پای‌بندی به آن استفاده نمود.

هـ. تورش وضعیت موجود و انتخاب‌های پیش‌فرض: تورش وضعیت موجود در اقتصاد رفتاری، ترجیحات نامتناسب برای وضعیت فعلی و عدم تمایل به تغییر آن‌هاست (لوونستین و همکاران[6]، ۲۰۰۷؛ ساموئلسن و زخاسر[7]، ۱۹۸۸). یکی از دلایل این امر آن است که مردم مضرات تغییر وضعیت موجود را بسیار بیشتر از منافع بالقوهٔ آن تفسیر می‌کنند. این تورش یا سوگیری را می‌توان ازطریق «تلنگر» به رفتارهای تقویت‌کنندهٔ سلامت تغییر داد.

مفهوم «تلنگر» در اقتصاد رفتاری برای ترغیب افراد به رفتار عقلایی و تصمیم‌گیری بهتر معرفی‌شده و به‌کار می‌رود. «تالر» و «ساستین»[8] (۲۰۰۸) در تعریفی از مفهوم تلنگر، آن را «معماری انتخاب» می‌دانند که تصمیم‌گیری افراد را به‌گونه‌ای قابل‌پیش‌بینی، بدون ممنوعیت و محدودیت در انتخاب‌ها یا تغییر مشوق‌های اقتصادی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. آنان استدلال کردند که ازطریق بهبود و تغییر محیطی که افراد در آن درحال تصمیم‌گیری هستند (که «معماری انتخاب» نامیده می‌شود) می‌توان افراد را به‌سمت انتخاب‌های هوشمندانه‌تر هدایت نمود.

---

1. Vanderpol et al.
2. Loewenstein
3. Linnemayr et al.
4. Halpern et al.
5. John et al.
6. Lowenstein et al.
7. Samuelson & Zeckhauser
8. Thaler & Sunstein

به‌واسطهٔ معماری انتخاب می‌توان محیطی را ایجاد کرد که انتخاب‌های بهینه برای سلامت را آسان و انتخاب‌های غیربهینه را دشوار سازد. «انتخاب پیش‌فرض» تلنگری با قدرت تأثیرگذاری بیشتر برای جهت‌دهی و هدایت رفتار مردم به‌سمت منافع بلندمدت آن‌هاست (تالر و ساستین، ۲۰۰۸). درمورد آثار مثبت انتخاب پیش‌فرض، شواهدی از تزریق واکسن و نرخ ثبت‌نام برای برنامه‌های کنترل دیابت وجود دارد (چپمن و همکاران[۱]، ۲۰۱۰؛ آیسولا و همکاران[۲]، ۲۰۱۸).

سیاست‌های پیش‌گیری از کووید-۱۹ می‌تواند ازطریق جلب‌توجه مردم به رعایت اصول بهداشتی مانند: شستشوی مکرر دست‌ها آن‌هم از طریق قراردادن گزینه‌ها در جاهایی‌که اشخاص انتخاب‌های مرتبط با این‌قبیل رفتارها را انجام می‌دهند، ثمربخش باشد؛ برای مثال، صابون‌هایی با اسباب‌بازی جاسازی شده در آن‌ها باعث بهبود شست‌وشوی دست‌ها توسط کودکان شده است (واتسن و همکاران[۳]، ۲۰۱۹)؛ این مثال خود مصداقی از معماری انتخاب و تلنگر است. نتایج یک مطالعهٔ میدانی در هند حاکی از آن بود که نصب دستگاه توزیع‌کنندهٔ صابون ارزان قیمت در خانه‌ها باعث افزایش شست‌وشوی دست‌ها در مناطق شهری و روستایی شده است (حاسم و همکاران[۴]، ۲۰۱۷).

و. اثر قالب‌بندی: اثر قالب‌بندی به این واقعیت اشاره دارد که انتخاب افراد به نحوهٔ توصیف و قرارگیری نتایج احتمالی آن‌ها در گروه سوددِه یا زیان‌دِه بستگی دارد (ورسکی و همکاران[۵]، ۱۹۷۹). این مفهوم ارتباط تنگاتنگی با ریسک‌گزیری دارد که براساس آن، عدم مطلوبیت یک واحد زیان دو برابر مطلوبیت کسب همان مقدار سود است؛ برای مثال، دو جملهٔ «شانس زنده‌ماندن پس از گذشت یک‌ماه از عمل جراحی، ۹۰٪ است. و «احتمال مرگ پس از گذشت یک‌ماه از عمل جراحی، ۱۰٪ است». با این‌که اطلاعات یکسانی به افراد می‌دهند، اما واکنش افراد مختلف به هرکدام از این‌جمله‌ها متفاوت است (لاتو و کارمن[۶]، ۲۰۱۴).

اثر قالب‌بندی برای هدایت افراد به‌سمت اخذ تصمیمات سلامت محور کاربرد دارد و برای طیف گسترده‌ای از رفتارهای بهداشتی بررسی شده است (کانمن و همکاران[۷]، ۱۹۸۲). یک پیام بهداشتی را می‌توان با تأکید بر مزایای انجام یک رفتار خاص (پیام سودمحور) یا با تأکید بر زیان‌های عدم انجام یک رفتار خاص (پیام زیان‌محور) تنظیم نمود (گالاقر[۸]، ۲۰۲۰).

مطالعات نشان می‌دهند که غالباً پیام‌های زیان محور برای ترغیب مردم به بروز رفتارهای مرتبط با اقدام به تشخیص بیماری و پیام‌های سود محور برای بروز و بهبود رفتارهای پیش‌گیرانه مؤثرترند. نتایج یک مطالعهٔ جامع

---

1. Chapman et al.
2. Aysola et al.
3. Watson et al.
4. Hussam et al.
5. Tversky et al.
6. Luoto & Carman
7. Kahneman et al.
8. Gallagher

برگرفته از ۹۴ مطالعهٔ مستقل حاکی از آن است که پیام‌های سلامت و بهداشت سود محور نسبت به زیان محور، تأثیرات معناداری بر افزایش رفتارهای پیش‌گیرانه داشتند (گالاقر، ۲۰۲۰).

به این‌ترتیب می‌توان با پیام‌های سود محور به افزایش پیش‌گیری از بیماری کرونا دست‌یافت؛ به این‌صورت که برای تشویق مردم به رعایت فاصله‌گذاری اجتماعی، ازجمله «اگر دست‌هایتان را کامل و درست بشویید؛ سیاست فاصله‌گذاری اجتماعی را جدی بگیرید و به سیاست قرنطینهٔ خانگی پای‌بند باشید شانس زندگی سالم برای خود و خانواده‌تان خواهید داشت».

ر. خوش‌بینی و اعتماد به نفس بیش از حد: افراد با این تفکر که کووید-۱۹ بر آن‌ها اثرگذار نیست؛ محدودیت‌ها را رعایت نمی‌کنند و دیگران را در معرض خطر قرار می‌دهند.

اکثریت مردم در مورد آسیب‌پذیری خود در مقابل طیف وسیعی از نتایج منفی، خوش‌بینی غیرواقعی دارند (وینستن[1]، ۱۹۸۰) و جایگاه خود را در معرض خطر کمتر از میانگین ارزیابی می‌کنند.

«تورش یا سوگیری خوش‌بینی»، گرایش و تمایل افراد به تخمین بیش از حد احتمال اخذ نتایج مثبت و تخمین کمتر از حد احتمال اخذ نتایج منفی در آینده است (وینستن، ۱۹۸۰؛ ۱۹۸۷)؛ که این موضوع نیز ممکن است منجر به ریسک‌پذیری مضاعف و ناخواستهٔ مردم با سلامتی خود شود، به‌طوری‌که حتی بیشتر از وقتی باشد که آگاهی نسبت به ریسک واقعی رفتار مرتبط با سلامت داشته باشند (وایت و داو[2]، ۲۰۱۵)؛ بنابراین می‌توان این موضوع را برای توضیح طیف گسترده‌ای از رفتارهای مخاطره‌آمیز ازجمله تصمیماتی که برای سلامت و بهداشت اتخاذ می‌شود؛ لحاظ نمود؛ برای مثال، مطالعه‌ای نشان‌داد که افراد سیگاری ریسک خود نسبت به ابتلا به سرطان ریه را در مقایسه با سایر افراد سیگاری و حتی غیرسیگاری‌ها کمتر از حد ارزیابی می‌کنند (وینستن و همکاران[3]، ۲۰۰۵).

مطالعهٔ دیگری نیز نشان‌داد که افرادی با ریسک ذهنی پایین‌تر و ریسک واقعی بالاتر بر این باورند که اگر فقط چند سال سیگار بکشند، خطر سرطان ریه وجود نخواهد داشت و بیماران مبتلا نیز بهبود می‌یابند. آنان حتی تصمیمی به ترک سیگار ندارند (دیلارد و همکاران[4]، ۲۰۰۶). درمورد بیماری کرونا نیز مردم رفتارهای غیربهینه مانند نشستن دست‌ها یا عدم پای‌بندی به فاصله‌گذاری اجتماعی را ازجمله علل ابتلای به بیماری می‌دانند، اما هم‌چنان معتقدند که احتمال مبتلا شدن خودشان نسبت به سایر افراد جامعه یا حتی هم‌سالان (با وجود پای‌بندی به اقدامات پیش‌گیرانه توسط آنان) بسیار کمتر است.

مقایسه‌ای از بازخوردها یا تبیین دقیق ریسک‌های موجود می‌تواند باعث رفع خوش‌بینی و اعتماد به نفس بیش از حد در این افراد گردد. علاوه‌بر این، ارائه تحلیلی از عاقبت سایر افراد جامعه هم‌سن و سال با آن‌ها می‌تواند نقش مؤثری در ترغیب آن‌ها برای پای‌بندی به رفتارهای پیش‌گیرانه داشته باشد (متجاسکو و همکاران[5]،

---

1. Weinstein
2. White & Dow
3. Weinstein et al.
4. Dillard et al.
5. Matjasko et al.

۲۰۱۶)؛ برای مثال، اطلاع نوجوانان از ابتلای یک فرد مشهور به کووید-۱۹ ممکن است باعث رعایت بیشتر برنامه‌های پیشگیری از بیماری در این‌قبیل افراد گردد.

ز. اثر اکتشافی: اثر اکتشافی عبارتست از تمایل شخص به قضاوت ریسک‌ها و منافع براساس تبعات موضوع؛ به بیان دیگر، تبعات مختلف می‌تواند برداشت‌های مختلفی از ریسک و نفع تولید نماید (فیناکین و همکاران[1]، ۲۰۰۰). مشاهده شده است که تأثیرپذیری افراد براساس اطلاعاتی که کسب نموده‌اند؛ در قالب تصمیم‌گیری برای انجام یا عدم انجام رفتارهای خاص مرتبط با سلامت نمایان می‌گردد (شوارز[2]، ۲۰۱۱؛ پیترز و همکاران[3]، ۲۰۰۶). افراد وقتی احساس مثبتی راجع‌به یک رفتار خاص دارند ریسک‌های آن را کم و منافع آن را زیاد ارزیابی می‌کنند و وقتی احساس منفی درمورد یک رفتار خاص دارند ریسک‌های آن را زیاد و منافع آن‌را کمتر برآورد می‌کنند (اسلاویک و پیترز[4]، ۲۰۰۶).

شواهد حاکی از آن است که درحالی‌که به‌نظر می‌رسد ریسک و منفعت ناهم‌بسته بوده یا حتی هم‌بستگی مثبت با رفتارهای مخاطره‌آمیز در دنیای واقعی دارند (برای مثال، ظاهراً فعالیت پرریسک، سودآوری بیشتری دارد) ولی برآوردها و تصمیمات افراد جامعه مبین هم‌بستگی منفی بین فعالیت پر ریسک و سودآوری است؛ برای مثال، ریسک بیشتر با سود کمتر همراه است و بر عکس (فیناکین و همکاران[5]، ۲۰۰۰؛ اسلاویک و پیترز، ۲۰۰۶).

براساس اثر اکتشافی، تلاش سیاست‌گذاران برای ایجاد احساسات منفی به‌دلیل عدم پای‌بندی به رفتارهای پیش‌گیری از بیماری می‌تواند ریسک ادراکی افراد را افزایش دهد؛ برای مثال، اگر به فردی گفته شود که در اثر عدم رعایت فاصله‌گذاری اجتماعی به کرونا مبتلا می‌شود؛ به‌دلیل احساسات منفی ایجاد شده در وی، سود ادراکی از عدم رعایت فاصله‌گذاری اجتماعی کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، بیان «فرصت در خانه و با هم بودن را غنیمت بشمارید» می‌تواند باعث تشویق مردم به اجرای سیاست «قرنطینه خانگی» گردد.

نتایج یک آزمایش کنترل‌شده در کشور هند حاکی از آن بود که محرک‌های عاطفی در ترغیب مردم به شست‌وشوی دست‌ها بسیار مؤثرتر از ارائه اطلاعات به آن‌ها بود (بیران و همکاران[6]، ۲۰۱۴).

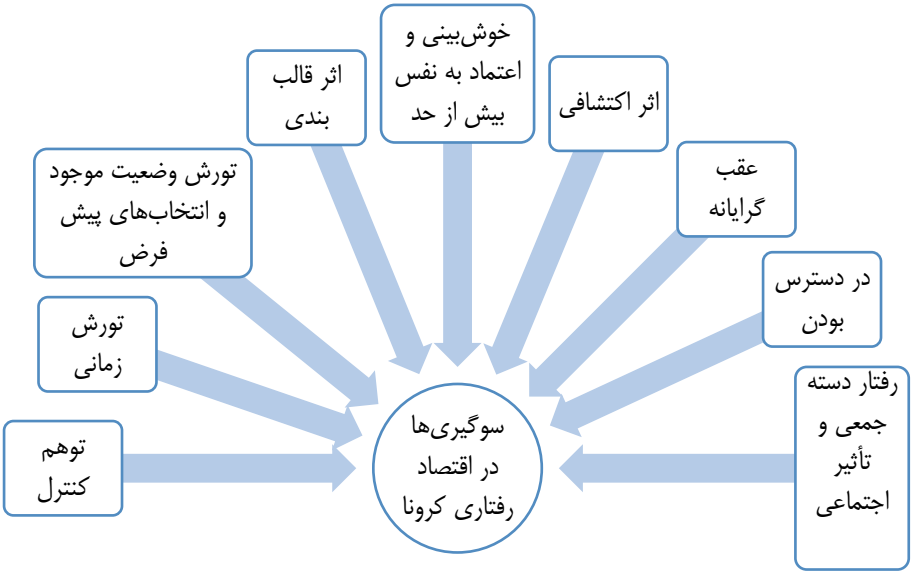
ح. رفتار دسته‌جمعی و تأثیر اجتماعی: هنجارهای اجتماعی و رفتار هم‌سالان مانند دوستان، اعضای خانواده و همکاران بر رفتارها تأثیرگذارند. رفتار دسته‌جمعی وقتی رخ می‌دهد که مردم یک رفتار مشخصی را براساس رفتار دیگران و به تقلید از رفتارهای مشاهده شده از آن‌ها، خوب یا بد ارزیابی می‌کنند (آریلی[7]، ۲۰۰۸). این ویژگی رفتاری انسان‌ها در بسیاری از زمینه‌ها، به‌ویژه اقتصادی و مالی کاملاً ثابت شده است (رفعت و همکاران[8]، ۲۰۰۹). یکی از دلالت‌های این رفتار این است که اگر هدف سیاستی تشویق مردم به اخذ تصمیمی

---

1. Finucane et al.
2. Schwarz
3. Peters et al.
4. Slovic & Peters
5. Finucane et al.
6. Biran et al.
7. Ariely
8. Raafat et al.

برای سلامتی باشد مستلزم آگاه‌سازی افراد از رفتار دیگران و هم‌سالان آن‌هاست (تالر و ساستین[1]، ۲۰۰۸). براساس آزمایشی برای ارزیابی میزان موافقت با مالیات در ایالت مینه‌سوتا، وقتی که موافقت ۹۰٪ از اهالی مینه‌سوتا به سایرین اعلام شده بود؛ تأثیر معناداری بر تصمیم‌گیری آنان برای اعلام موافقت مشاهده گردید (تالر و ساستین[2]، ۲۰۰۸؛ کلمن[3]، ۲۰۰۷).

برای اثرگذاری تلنگر پای‌بندی به فاصله‌گذاری اجتماعی، اقدامات باید به نحوی باشد که توجه افراد را به اعمال دیگران جلب نماید (تالر و ساستین، ۲۰۰۸)؛ برای مثال، گفتن این‌جمله که «اکثریت مردم در شهر یا استان همسایهٔ شما به سیاست فاصلهٔ اجتماعی و قرنطینهٔ خانگی پای‌بند هستند» منجر به افزایش رعایت آن توسط افراد می‌گردد.



شکل ۱: انواع سوگیری‌های محتمل در مواجهه با بیماری کرونا از منظر اقتصاد رفتاری (منبع: محقق ساخت).

Fig. 1: Types of possible biases incountering with corona disease from the perspective of behavioral economics (source: Researcher's findings).

تصویری از موارد فوق (پارادایم‌ها و تورش‌های رفتاری موجود در حوزهٔ اقتصاد رفتاری) در زمینهٔ تحلیل رفتار افراد در مواجهه با پاندمی کرونا در قالب شکل ۱، به تصویر کشیده شده‌اند. اجمالاً این‌که با توجه به ابعاد مختلف سوگیری‌ها و اثرات مطرح شده در قالب مبانی نظری و تجربی اقتصاد رفتاری (بسته به‌شرایط) می‌توان پاندمی کرونا را از ابعاد مختلفی از منظر اقتصاد رفتاری مورد بررسی قرار داد؛ مثلاً این‌که افراد در قالب سوگیری

[1]. Thaler & Sunstein
[2]. Thaler & Sunstein
[3]. Coleman

عقب‌گرایانه یا سوگیری خوش‌بینی توجه کمتری به این بیماری نمایند و عملاً در مواجهه و مدیریت آن کوتاهی نمایند. یا این‌که در قلب تورش زمانی و با توجه به نرخ ترجیح زمانی بالا رفتارهای آنی را با توجه به منافع آنی آن‌ها انجام دهند و از اقدامات بلندمدت و منافع مترتب بر آن‌ها غافل گردند. این رفتار می‌تواند در قالب اثر خوش‌بینی و اعتماد به نفس بیش از حد به‌گونه‌ای دیگر نیز بروز یابد. هم‌چنین این امکان وجود دارد که دولت‌ها و مقامات محلی در چارچوب اثر قالب‌بندی به‌گونه‌ای به اطلاع‌رسانی و گزارش عملکردها بپردازند که بر رفتار شهروندان در مواجهه با کرونا اثر بگذارند. هم‌چنین این‌که در چارچوب اثر رفتار دسته‌جمعی و تأثیر اجتماعی، شهروندان تحت‌تأثیر جامعهٔ پیرامونی خود قرار گرفته و با تقلید از محیط تمایلی به بروز رفتارهای متفاوت نداشته باشند یا این‌که متقابلاً در چارچوب اثر اکتشافی از محل یافته‌ها و قضاوت‌های خود، برداشت‌ها و اقدامات خاصی داشته باشند. بدیهی است بروز و مشاهده همهٔ این آثار، تورش‌ها و سوگیری‌ها به‌صورت هم‌زمان بعید می‌باشد. در این مطالعه درنظر است بسته به روش‌شناسی انتخاب شده و میزان دسترسی به اطلاعات نسبت به قضاوت درخصوص ترجیحات و رفتارهای افراد ازمنظر اقتصاد رفتاری اقدام شود.

با عنایت به موارد فوق مشاهده می‌شود که انسان در بسیاری از جنبه‌های زندگی اجتماعی و اقتصادی خود برخلاف پیش‌بینی‌ها و فرضیه‌سازی‌های اقتصاد نئوکلاسیک عمل می‌کند که در شرایط بحرانی مانند پاندمی کرونا نیز این موضوع بیشتر مشهود است. با عنایت به این‌که اقتصاد رفتاری همواره درصدد بررسی رفتارهای واقعی انسان‌هاست؛ در تحقیق حاضر با به‌کارگیری ابزارهای آماری و اقتصادی، تخمین و تحلیل تأثیر متغیرهای اقتصادی و جمعیت‌شناختی (به‌دلیل اثرگذاری آن‌ها بر رفتار افراد) از منظر تمایل به پرداخت برای رفع تبعات اجتماعی پلندمی کرونا با روش آزمون انتخاب به‌عنوان رویکردی نوین در حوزهٔ اقتصاد رفتاری در دستور کار می‌باشد.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

مروری بر ادبیات تحقیق حکایت از آن دارد که مطالعات تجربی اندکی به موضوع مورد بحث در این تحقیق پرداخته‌اند. ضمن این‌که هر یک از این مطالعات معدود نیز عمدتاً رویکرد نظری-توصیفی داشته‌اند و تقریباً هیچ مطالعهٔ کمّی در این‌خصوص مشاهده نمی‌شود. در ادامه به نمونه‌ای از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با این حوزه اشاره می‌شود.

الف) مطالعات داخلی: «تیموری» و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «نقد انتخاب عقلانی از منظر رویکردهای رقیب: اقتصاد رفتاری، آزمایشگاهی و علوم مغزی» با رویکرد تطبیقی، نظریهٔ انتخاب عقلانی و انتقادهای اقتصاد رفتاری به این نظریه را مورد تحلیل قرار می‌دهند. به‌علاوه برای درک عمیق‌تر مفهوم عقلانیت اقتصادی و بررسی میزان انطباق آن با رفتار و توانایی های ذهنی انسان از یافته‌های جدید درمورد کارکرد مغز و اقتصاد آزمایشگاهی استفاده شده است.

«انصاری‌سامانی» و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «مقدمه‌ای بر اقتصاد رفتاری: مفهوم، روش‌شناسی و شیوه‌های استخراج ترجیحات» به تحلیل و توصیف تاریخی و روش‌شناسانه اقتصاد رفتاری و هم‌چنین معرفی برخی از اصول اقتصاد رفتاری پرداختند.

«رهبر» و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد رفتاری و نظریه‌های آن‌ها» برخی از نظرات مطرح در رویکرد اقتصاد رفتاری در قالب نظرات اندیشمندان برجسته آن را بیان می‌نمایند.

ب) مطالعات خارجی: «بایدل» (۲۰۲۱) در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد رفتاری و بحران آموزش» به استخراج روش‌های علوم رفتاری برای حمایت از سیاست‌های اتخاذ شده برای رفع بحران آموزش و استفاده از این تجربیات برای بحران‌های آتی می‌پردازد و تأکید می‌کند که شناسایی تورش‌های رفتاری می‌تواند سیستم آموزشی را به‌طور مؤثرتری هدایت کند.

«کلیگر» (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «رفتار اقتصادی و اقتصاد رفتاری در پاندمی کرونا» به تحلیل تصمیمات اقتصادی افراد و احساسات، عواطف و هر آن‌چه که برگرفته از اصول غیرعقلانی است می‌پردازد و بر این موضوع تأکید می‌کند که درمجموع پاندمی کرونا عادات رفتاری منفی و مثبتی را در افراد ایجاد نموده که تصمیمات اقتصادی افراد را تغییر داده است.

«کومار بی» (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «پاندمی کووید-۱۹ نقش اقتصاد رفتاری» به توضیح و تحلیل رفتارهای افراد در مقابله با بیماری کرونا می‌پردازد و اهمیت این موضوع را که بیماری کرونا نه فقط بعد سلامت، بلکه ابعاد اجتماعی و اقتصادی فراوانی نیز دارد و عادات جدیدی را در زندگی بشر ایجاد کرده برجسته می‌نماید.

«کونو» و «دوران» (۲۰۲۱) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل پاندمی کووید-۱۹ در چارچوب اقتصاد رفتاری از منظر نحوهٔ تفکر و یادگیری مردم» بر اثرات بیماری کرونا بر ابعاد روان‌شناختی مردم و تصمیمات اقتصادی آن‌ها با رویکرد تحلیلی-توصیفی می‌پردازند و به این نتیجه دست‌یافتند که سوق‌دادن مردم به‌سمت انتخاب‌های درست، روشی مؤثر برای تشویق به تصمیمات مقرون به صرفه و رفتار سالم‌تر است.

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود تحقیقاتی که تاکنون در کشور در حوزهٔ اقتصاد رفتاری انجام‌شده غالباً به ارائه تئوری و مفاهیم مربوطه پرداخته و به مطالعات مرتبط با اقتصاد رفتاری پاندمی کرونا و کمّی‌سازی آن پرداخته نشده است؛ هم‌چنین مشاهده می‌شود که در مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور نیز از منظر تحلیلی-توصیفی به مبحث اقتصاد رفتاری پاندمی کرونا پرداخته شده و کمّی‌سازی ابعاد مختلف آن موردتوجه قرار نگرفته است. حال آن‌که در تحقیق حاضر تخمین و تحلیل این موضوع در دستور کار قرار دارد و می‌تواند به نوعی نوآوری مطالعهٔ حاضر به‌حساب آید.

در ارتباط با موضوع مطالعهٔ حاضر، ذکر این نکته نیز ضروری است که انجام این تحقیق در قالب مطالعات آزمایشگاهی در محیط تحت کنترل نتایج متقن‌تری به همراه خواهد داشت. اما با توجه به مشکلات اجرایی این روش و هزینه‌های مترتب بر آن در این مطالعه تلاش گردیده با استفاده از روش‌شناسی نمونه‌گیری و تکمیل پرسش‌نامه از افراد در قالب روش آزمون انتخاب انجام شود؛ در ادامه، پس از تشریح روش تحقیق، امکان ارتباط معنی‌دار نتایج تخمین با تعدادی از اصول اقتصاد رفتاری مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد.

۳. روش پژوهش

روش آزمون انتخاب در ابتدا در حوزه‌های حمل و نقل و بازاریابی به‌کار برده شده است. این روش بر پایهٔ تئوری اقتصاد خرد «لانکستر» و نظریهٔ «مطلوبیت تصادفی»[1] (RUT) شکل گرفته است. تئوری مصرف لانکستر بیان می‌کند مطلوبیت برخاسته از مصرف یک کالا مستقیماً از مصرف آن کالا حاصل نمی شود، بلکه از مجموع مطلوبیت ویژگی‌ها و مشخصات آن کالا به‌دست می‌آید؛ به‌عبارتی مطلوبیت مصرف یک کالا قابل تجزیه شدن به مطلوبیت حاصل از ویژگی‌های آن کالاست. هم‌چنین نظریهٔ مطلوبیت تصادفی بیان می‌کند که تمام اجزاء تابع مطلوبیت که از انتخاب افراد ناشی می‌شود به‌طور مستقیم برای محقق قابل مشاهده نیستند (هرن و سالیناز[2]، ۲۰۰۲). طبق این روش تابع مطلوبیت غیرمستقیم برای هر پاسخ‌گوی i (U) به دو بخش تقسیم می‌گردد؛ یک بخش معین (V) که معمولاً به‌عنوان یک شاخص خطی از ویژگی‌های گزینه‌های مختلف j درمجموعه انتخاب می‌باشد و یک بخش تصادفی (e) که اثرات غیرقابل مشاهده روی انتخاب افراد را نشان می‌دهد. معادلهٔ (۱) تابع مطلوبیت غیرمستقیم را نشان می‌دهد:

$$U_{ij} = V_{ij}(X_{ij}) + e_{ij} = bX_{ij} + e_{ij} \qquad (۱)$$

بنابراین احتمال این‌که هر فرد گزینهٔ g را در مجموعهٔ انتخاب C_i به هر گزینهٔ دیگر هم‌چون h ترجیح دهد به این بستگی دارد که مطلوبیت حاصل از گزینهٔ g برای فرد i نسبت به مطلوبیت سایر گزینه‌ها در مجموعهٔ انتخاب بیشتر باشد که این در معادلهٔ (۲) نشان داده شده است (هنشر و همکاران[3]، ۲۰۰۷):

$$\Pr(U_{ig} \succ U_{ih}, \forall h \neq g) = \Pr[(V_{ig} - V_{ih}) > (e_{ih} - e_{ig})] \qquad (۲)$$

برای این‌که بیان روشنی از این احتمال داشته باشیم نیاز به شناخت توزیع جملات اخلال (e_{ij}) تابع مطلوبیت غیرمستقیم می‌باشد. فرض معمول این است که جملات تصادفی یا اخلال تابع مطلوبیت غیرمستقیم به‌وسیلهٔ یک توزیع مقدار حدی[4] (توزیع وایبول[5]) به‌صورت هم‌سان و مستقل توزیع شده‌اند.

$$\Pr_i(g \mid C_i) = P(U_{ig} > U_{ih}, \forall h \neq g) = \frac{\exp(\mu V_{ig})}{\sum_{h \in C_i} \exp(\mu V_{ih})} \qquad (۳)$$

وقتی‌که فرض می‌شود جملات تصادفی تابع مطلوبیت غیرمستقیم توزیع وایبول دارد احتمال انتخاب هر گزینه ارجح‌تر همانند g از مجموعه انتخاب C_i می‌تواند به‌صورت توزیع لجستیک ارائه شده در معادلهٔ (۳) بیان گردد که این معادله را می‌توان ازطریق روش‌های مختلف هم‌چون «لاجیت شرطی» و «لاجیت مختلط» برآورد کرد (مک‌فادن[6]، ۱۹۷۳)؛ چراکه مدل لاجیت مختلط یک مدل بسیار انعطاف‌پذیر است. با استفاده از این مدل، هر مدل انتخاب گسسته را که از نظریهٔ مطلوبیت تصادفی مشتق شده است، می‌توان تخمین‌زد. اخیراً این مدل

---

1. Random Utility Theory
2. Hearne & Salinas
3. Hensher et al.
4. Extreme- value Distribution
5. Weibull distribution
6. McFadden

به‌عنوان یک مدل توسعه یافته پیشنهاد شده است که محدودیت‌های رفتاری کمتری نسبت به مدل‌های لاجیت معمولی (منطق شرطی و لاجیت) دارد. مدل لاجیت مختلط، یک مدل تعمیم‌یافته است که شامل منطق شرطی استاندارد است؛ هم‌چنین اجازه می‌دهد تا پارامترهای تخمین‌زده شده از فردی به فرد دیگر متفاوت باشد. علاوه‌بر این، در این مدل، نیازی به درنظر گرفتن فرض استقلال جایگزین‌های نامربوط (IIA) نیست. مدل لاجیت مختلط به ما اجازه می‌دهد تا تغییرات ترجیحات (ناهمگنی رفتار) را مدل‌سازی کنیم و لازم است توزیع احتمالی را برای تعدادی از ضرایب درنظر بگیریم. با فرض این‌که شخص i بردار پارامتر خود را دارد که با میانگین جامعه متفاوت است: $\beta_i = \beta + \eta_j$ ، مطلوبیت هر گزینه به شکل معادلهٔ (۴) خواهد بود:

$$U_{hj} = V(X_j(\beta+\eta_{ij})) + \theta_j \qquad (۴)$$

که در آن بردار ضرایب β_i با چگالی خاص $f(\beta)$ بین افراد مختلف متفاوت است و مستقل از چگالی e است. اگر β_i مشاهده شود، احتمال انتخاب صرفاً یک لاجیت استاندارد است. به‌دلیل عدم قطعیت β_i، انتگرال احتمال لاجیت استاندارد برای همهٔ مقادیر ممکن β_i به‌دست می‌آید؛ بنابراین، احتمال انتخاب گزینهٔ j توسط شخص i در مدل لاجیت مختلط به‌صورت زیر است:

$$\Pr_{ij} = \int \left[\frac{\exp(V(X_{ij}))}{\sum_{h-1}^{C} \exp(V(X_{ih}))} \right] f(\beta) d\beta \qquad (۵)$$

پارامترهای مدل لاجیت مختلط با استفاده از روش حداکثر احتمال (ML) برآورد شده است (ترین[1]، ۲۰۰۳). برای دستیابی به اهداف مطالعه و بررسی ترجیحات پاسخ‌دهندگان در شهر تهران (با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده)، پرسش‌نامه‌ای شبیه به آزمون‌های آزمایشی اصول روش انتخاب طراحی شد. اولین قدم در طراحی آزمایش انتخاب، تعیین صفات و سطوح هر ویژگی است. صفات انتخاب‌شده با استناد به مطالعات و مقالات موجود مشخص گردید. ویژگی‌های درنظر گرفته شده در این تحقیق شامل بیماری‌های روحی و روانی، بیکاری، تغییر در فعالیت‌های اجتماعی، مشکلات خانوادگی، نگرانی از تبعیض‌های اجتماعی (کلیهٔ متغیرها در سه سطح کم، متوسط و زیاد) تعیین گردید و قیمت در سه سطح (۱۰۰۰۰۰۰۰ریال، ۴۰۰۰۰۰۰۰ ریال و ۸۰۰۰۰۰۰۰ ریال) تعیین شد. اعداد مذکور نیز با استناد به اسناد و مدارک و صورتحساب‌های مالی متعدد بیماران تعیین گردیده است. با عنایت به متدولوژی روش آزمون انتخاب و چالش‌های مربوط به استخراج تمایل به پرداخت افراد در مطالعات کاربردی، با توجه به عدم اطلاع پرسش‌شوندگان از ترکیب و میزان هزینه‌های مترتب بر بیماری کرونا، ارقام منعکس‌شده در پرسش‌نامه‌ها به‌عنوان حداقل هزینهٔ پرداخت شده توسط افراد درگیر با بیماری در بیمارستان‌ها، به تکمیل‌کنندگان پرسش‌نامه‌ها پیشنهاد شده است. نمونهٔ کارت انتخابی درنظر گرفته شده در این مطالعه در جدول ۱، نشان داده شده است. با درنظر گرفتن

[1]. Train

صفات تعریف شده و سطوح مربوط به آن‌ها، تعداد حالت‌های ممکن برای آزمون انتخاب ۳۶ برابر با ۷۲۹ گزینه خواهد بود. از آنجایی‌که امکان آزمون این تعداد گزینه وجود ندارد، ۲۲ گزینه با استفاده از طرح فاکتوریل جزئی و نرم‌افزار SAS انتخاب شد. ۲۲ گزینهٔ درنظر گرفته شده در ۱۱ مجموعه انتخاب دوتایی گنجانده شد. سپس به هر مجموعهٔ انتخابی گزینهٔ صفر اضافه شد (بودن یا نبودن این شرایط برای من تفاوتی ندارد و مایل به پرداخت هیچ هزینه‌ای برای آن نیستم.) تا از اثرات نامطلوب ناشی از انتخاب اجباری جلوگیری گردد. برای دستیابی به نمونهٔ موردنظر که مطابق با اهداف تحقیق است از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و برای تعیین نمونه‌ها از رابطهٔ کوکران استفاده شد. برای تعیین تعداد نمونه با استفاده از رابطهٔ کوکران (با داشتن حجم جامعهٔ آماری) و با ضریب خطای ۵٪، حجم نمونهٔ این پژوهش ۳۸۴ نفر است؛ بنابراین، اطلاعات موردنیاز برای دستیابی به اهداف پژوهش از بین ۳۸۴ نفر از اقشار مختلف شهر تهران (پزشکان، پرستاران، دانشجویان، رانندگان، بازنشستگان، مشاغل آزاد و غیره) به‌صورت تصادفی انتخاب و تمامی پرسش‌نامه‌ها به‌صورت حضوری در سال ۱۴۰۰ تکمیل شد. هم‌چنین از نرم‌افزار STATA16 برای برآورد مدل‌های رگرسیون استفاده شد.

جدول ۱: نمونهٔ مجموعهٔ انتخاب
Tab. 1: Sample selection set

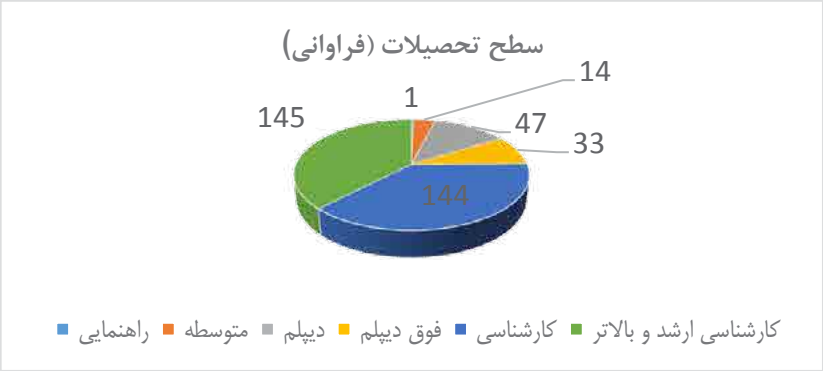
تبعات اجتماعی بیماری (مدنظر)	گزینه ۱	گزینه ۲	گزینهٔ ۳
بیماری‌های روحی و روانی	کم	زیاد	بودن یا نبودن این شرایط برای من تفاوتی ندارد و مایل به پرداخت هیچ هزینه‌ای برای آن نیستم.
بیکاری	کم	زیاد	
تغییر در فعالیت‌های اجتماعی	زیاد	کم	
مشکلات خانوادگی (اختلافات، مشاجرات، خشونت، کاهش ثبات خانواده و غیره)	زیاد	کم	
نگرانی از تبعیض‌های اجتماعی	متوسط	کم	
تمایل به پرداخت (تومان)	۸۰۰۰۰۰۰	۱۰۰۰۰۰۰	۰
کدام یک از گزینه‌های فوق را ترجیح می‌دهید؟		*	

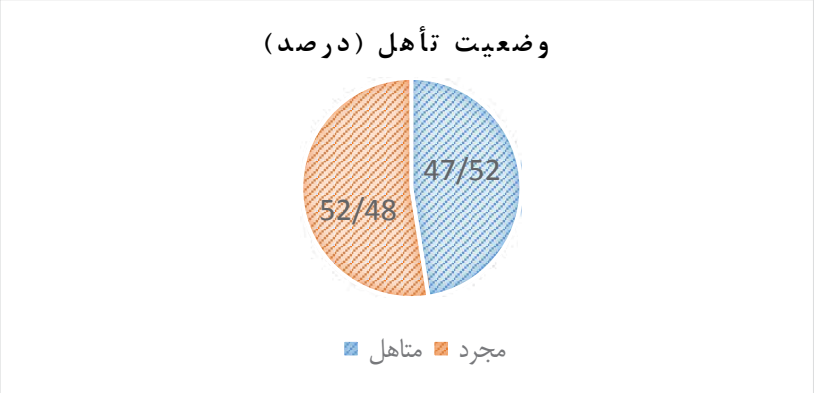
٤ . تخمین و برآورد مدل

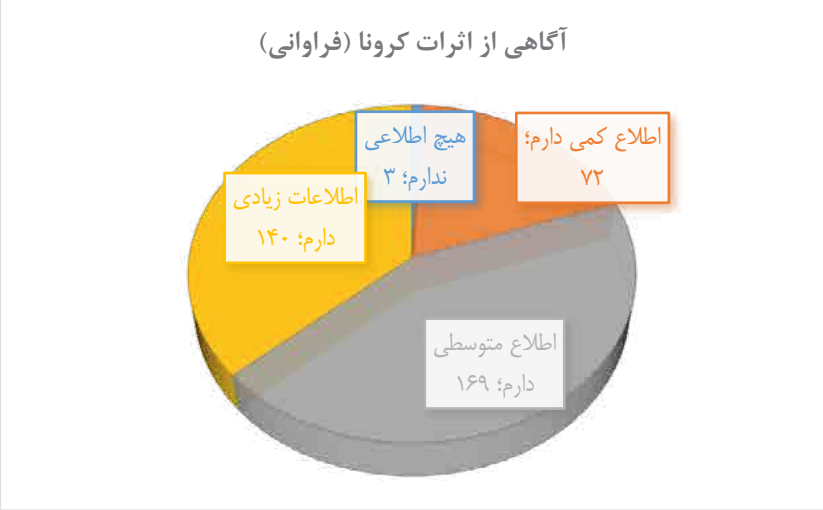
در شکل ۲، مشخصات جمعیت‌شناختی پاسخ‌دهندگان نشان داده شده است. نتایج تخمین مدل‌های لاجیت مختلط و لاجیت مختلط با اثرات متقابل در جدول ۲، گزارش شده است.

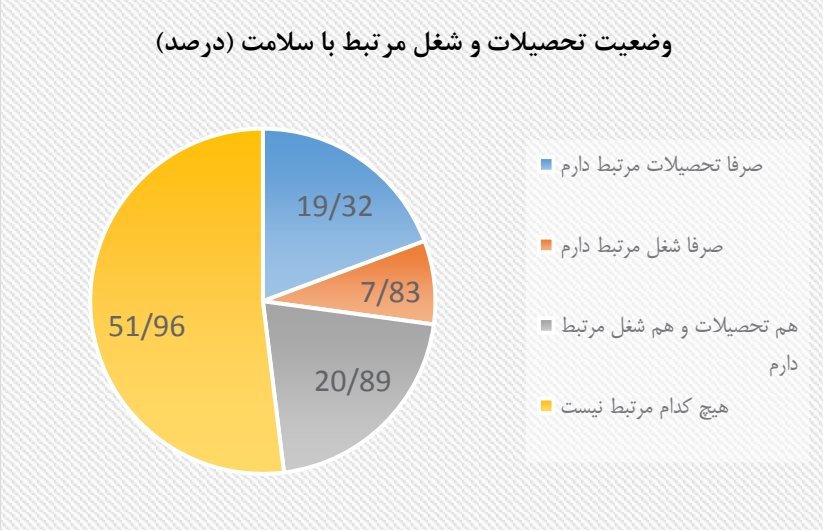
در مدل‌های لاجیت مختلط، همهٔ ویژگی‌ها به‌جز قیمت، دارای توزیع نرمال درنظر گرفته شده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، برآوردها از نظر آماری معنی‌دار بوده و برای هر یک از ویژگی‌ها مانند بیماری‌های روحی و روانی، بیکاری، تغییر در فعالیت‌های اجتماعی، مشکلات خانوادگی، نگرانی از تبعیض‌های اجتماعی و قیمت، علامت‌های قابل انتظار از لحاظ تئوری دارند. بر این‌اساس می‌توان گفت که تمامی این ویژگی‌ها بر ترجیحات و

تصمیمات مشارکت‌کنندگان در انتخاب گزینه‌ها تأثیر به‌سزایی دارند. علائم ضرایب ویژگی‌ها به نوعی تأمین‌کنندهٔ انتظارات تئوریک بوده و به‌طور کاملاً منطقی، سطوح بالاتر ویژگی‌ها، احتمال انتخاب گزینه‌های فرضی را افزایش می‌دهند. علامت منفی ویژگی تمایل به پرداخت بدین‌معنی است که گزینه‌های دارای قیمت پیشنهادی بالاتر، باعث کاهش مطلوبیت افراد شده و نسبت به سایر گزینه‌ها از احتمال انتخاب پایینی برخوردارند.









شکل ۲. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی مشارکت‌کنندگان (منبع: نتایج نمونهٔ مورد بررسی).

Fig. 2: Demographic characteristics of the participants (source: the results of the examined sample).

جدول ۲: نتایج الگوی لاجیت مختلط و لاجیت مختلط با اثرات متقابل

Tab. 2: The results of mixed logit model and mixed logit with interaction effects

نام متغیر	لاجیت مختلط مدل استاندارد		لاجیت مختلط با اثرات متقابل	
	ضرایب قطعی	ضرایب تصادفی	ضرایب قطعی	ضرایب تصادفی
جملهٔ ثابت (SP)	۳.۱۸*** (۰.۰۸)		۳.۱۸*** (۰.۰۸)	
بیماری‌های روحی و روانی	۰.۲۴*** (۰.۰۴)	۰.۴۸*** (۰.۰۵)	۰.۲۴*** (۰.۰۴)	۰.۴۸*** (۰.۰۵)
بیکاری	۰.۲۷*** (۰.۰۴)	۰.۳*** (۰.۰۷)	۰.۲۷*** (۰.۰۴)	۰.۳*** (۰.۰۷)
تغییر در فعالیت‌های اجتماعی	۰.۱۱*** (۰.۰۲)	۰.۰۰۸ (۰.۰۵)	۰.۱۱*** (۰.۰۲)	۰.۰۰۸ (۰.۰۵)
مشکلات خانوادگی	۰.۲۶*** (۰.۰۳)	۰.۰۰۸ (۰.۰۶)	۰.۲۶*** (۰.۰۳)	۰.۰۱ (۰.۰۶)
نگرانی از تبعیض‌های اجتماعی	۰.۱۳*** (۰.۰۳)	−۰.۰۱ (۰.۰۷)	۰.۱۳*** (۰.۰۳)	−۰.۰۱ (۰.۰۷)

نام متغیر	لاجیت مختلط مدل استاندارد		لاجیت مختلط با اثرات متقابل	
	ضرایب قطعی	ضرایب تصادفی	ضرایب قطعی	ضرایب تصادفی
تمایل به پرداخت (قیمت)	-۰.۲*** (۰.۰۷)		-۰.۲*** (۰.۰۳)	
سطح قیمت×سن			-۰.۰۰۱** (۰.۰۰۰۷)	
سطح قیمت×تعداد فرزندان			-۰.۰۰۲ (۰.۰۰۷)	
سطح قیمت×درآمد			۰.۰۲*** (۰.۰۰۶)	
سطح قیمت×داشتن آگاهی			۰.۰۰۵ (۰.۰۰۸)	
LR(7)	۶۷.۶۷		۶۸.۴۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز بیانگر خطاهای استاندارد هستند. *** معنی‌داری در سطح ۱٪)

Source: Research findings (Numbers in parentheses represent standard errors.*** denotes significance level in 1%)

با توجه به این‌که در بین صفات درنظر گرفته شده، تنها ویژگی قیمت دارای توزیع نرمال نیست؛ بنابراین سایر صفات دارای انحراف معیار مرتبط با توزیع پارامترها هستند. این مقادیر نشان‌دهندهٔ میزان پراکندگی در اطراف پارامترهای تخمینی است. پارامترهای بی‌معنی ضرایب در بخش انحراف معیار، برابری ترجیحات پاسخ‌دهندگان را نسبت به آن مؤلفه نشان می‌دهد. این بدان‌معنی است که تمام اطلاعات مربوط به ترجیحات مشارکت‌کنندگان درمورد این اجزا در میانگین تخمینی گنجانده شده است. با این‌وجود، اگر انحراف معیارهای تخمین‌زده شده برای مؤلفه ها معنادار باشند به این مفهوم است که ناهمگنی در پارامترسازی نمونه وجود دارد و با این موضوع قابل تفسیر است که افراد مختلف ترجیحات متفاوتی دارند که با میانگین برآورد به‌دست آمده از نمونهٔ متفاوت است (ویاچک و پکاکووا[1]، ۲۰۱۰). در نتایج گزارش شده در جدول ۲، انحراف استاندارد تخمین‌زده شده برای همهٔ صفات وارد شده در مدل تخمین‌زده شده معنادار است.

یکی از مهم‌ترین معیارهای صحت تخمین در مدل‌های لاجیت LR است که مقدار کای دو مربوط به این آماره با ۷ درجهٔ آزادی در تحقیق حاضر به‌ترتیب برای لاجیت مختلط مدل استاندارد و لاجیت مختلط با اثرات متقابل برابر با ۶۷.۶۷ و ۶۸.۴۱ است؛ لذا آمارهٔ آزمون معنی‌دار بوده و مدل نیز درست انتخاب شده است.

برای دستیابی به دیدگاهی کلی با لحاظ ناهمگن بودن افراد مختلف، از متغیرهای جمعیت‌شناختی استفاده شد؛ بنابراین، مدل لاجیت مختلط با درنظر گرفتن این متغیرها برآورد شد (ارتگا و همکاران[2]، ۲۰۱۱). همان‌طورکه می‌دانیم از متغیرهای مهم و اثرگذار در بررسی ترجیحات افراد، متغیرهای اقتصادی–اجتماعی می‌باشند. جهت لحاظ کردن متغیرهای اقتصادی–اجتماعی و نحو اثرگذاری آن‌ها، مدل لاجیت مختلط با لحاظ نمودن این متغیرها مورد برآورد قرار گرفت. به‌منظور برآورد مدل لاجیت مختلط با اثرات متقابل، حالات گسترده‌ای از روابط حاصل‌ضربی موجود در بین ویژگی‌های شخصیتی و صفات مختص آلترناتیوها مورد آزمون قرار گرفت و سرانجام متغیرهای سن، تعداد فرزندان، سطح درآمد و داشتن آگاهی از تبعات بیماری کرونا به‌صورت حاصل‌ضرب با قیمت دارای تأثیر معنی‌دار و قدرت توضیح‌دهندگی شناخته شدند.

[1]. Voj a cek & Pec akov a
[2]. Ortega et al.

با توجه به روش‌شناسی انتخاب شده و نتایج برآورد مدل‌ها از محل اطلاعات جمع‌آوری شده از شهروندان، مشاهده می‌شود درخصوص برخی از تورش‌ها و سوگیری‌های مطرح شده در بخش مبانی نظری در حوزهٔ اقتصاد رفتاری نمی‌توان قضاوت خاصی داشت و چه‌بسا آگاهی از این موارد مستلزم انجام مطالعه در یک محیط آزمایشگاهی باشد؛ اما با توجه به یافته‌های برآورد در قالب جدول ۲، می‌توان درخصوص تحلیل دیدگاه‌های جامعه در قالب نمونهٔ آماری انتخاب شده به موارد زیر اشاره نمود:

الف) این‌که با توجه به باور عمومی میان مردم که چه‌بسا متأثر از رویکرد فضای رسانه‌ای و اطلاع‌رسانی عمومی و نیز عملکرد دولت بوده است، شهروندان ابعاد اقتصادی بیماری و تبعات مترتب بر آن‌را (هم‌چون بیکاری) به مراتب مهم‌تر از ابعاد اجتماعی آن (هم‌چون تغییر در فعالیت‌های اجتماعی) دانسته‌اند. به‌گونه‌ای که این دو حوزه را می‌توان مهم‌ترین و کم‌اهمیت‌ترین موارد در نظرسنجی دانست. به‌نظر می‌رسد با گذشت بیش از دو سال از بروز پاندمی کرونا (در سال ۱۳۹۸)، چنان‌چه دولت و رسانه‌ها بر ابعاد اجتماعی این بیماری تأکید بیشتری می‌داشتند این تفاوت کمتر مشاهده می‌شد که می‌توان این شرایط را مصداق (اثر) رفتار دسته‌جمعی و تأثیر اجتماعی دانست. بدیهی است نامساعد بودن شرایط اقتصادی کشور نیز در این رابطه بی‌تأثیر نبوده است.

ب) موضوع دیگر سهم بسیار بالای ابراز شده توسط شهروندان برای مشکلات خانوادگی ناشی از پاندمی کروناست؛ مشکلاتی که کمتر در رسانه‌ها و دولت در مقایسه با ابعاد اقتصادی موردتوجه قرار گرفته بود. اطلاعات اخذ شده از شهروندان که درواقع گویای برداشت و تجربیات آنان از مشکلات خانوادگی بود و به‌نوعی اهمیت آن طی مدت‌زمان بروز این بیماری تا سال ۱۴۰۰ (زمان تکمیل پرسش‌نامه‌ها) می‌باشد، می‌تواند مصداقی از اثر اکتشافی باشد. درواقع مردم با پاسخ به پرسش‌های طراحی‌شده به‌خوبی درک مناسب خود نسبت به اثرات منفی کرونا بر مناسبات خانوادگی را بروز داده‌اند که چه‌بسا تا قبل از آن بدین‌حد نسبت به آن وقوف نداشتند.

ج) به‌نظر می‌رسد بیماری کرونا طیف وسیعی از مردم را متأثر ساخت؛ چراکه جایگاه اجتماعی–اقتصادی افراد را تضعیف نمود، احساس از دست دادن کنترل زندگی، کاهش احساس رضایت از زندگی، افسردگی، انزوا، وسواس و اضطراب ازجمله مواردی است که به‌عنوان بیماری‌های روحی و روانی از موارد حائز اهمیت توسط شهروندان دانسته شده‌اند. این موضوع در کنار مشکلات اقتصادی موجود در کشور می‌توانسته با افزایش نرخ ترجیح زمانی افراد و درنتیجه کاهش توجه به آینده و عدم اتخاذ رویکردی بلندمدت، باعث بروز برخی رفتارهای آنی هم‌چون نادیده انگاشتن پروتکل‌های بهداشتی شود که می‌تواند مصداقی از بروز تورش زمانی به‌شمار آورد. بدیهی است قضاوت دقیق در این‌رابطه منوط به انجام مطالعات مستقل در زمینهٔ عملکرد افراد در رعایت پروتکل‌های بهداشتی در بستر زمان می‌باشد.

د– در ارتباط با سایر سوگیری‌ها و آثار محتمل در این رابطه هم‌چون تورش وضعیت موجود و انتخاب‌های پیش‌فرض و تورش یا سوگیری در دسترس بودن و... با توجه به یافته‌های آزمون انتخاب نمی‌توان قضاوت نمود. بدیهی است آگاهی از این موارد مستلزم مطالعات مستقل دیگر، مثلاً با استفاده از مطالعات آزمایشگاهی است که از دستور مطالعهٔ حاضر خارج بوده است.

۵. نتیجه‌گیری

در مطالعهٔ حاضر با بهره‌گیری از روش آزمون انتخاب به‌عنوان رویکردی جدید، تأثیر متغیرهای اقتصادی و جمعیت‌شناختی (به‌دلیل اثرگذاری آن‌ها بر رفتار افراد) بر تمایل به پرداخت برای رفع تبعات اجتماعی پاندمی کرونا در دستور کار قرار گرفت و حسب مورد از منظر گزاره‌ها و اصول اقتصاد رفتاری به ارزیابی و تحلیل پرداخته شد. بر پایهٔ نتایج جدول (۲)، متغیر سن افراد تأثیر منفی بر احتمال انتخاب افراد دارد. ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر درآمد نشان می‌دهد که با افزایش سطح درآمد افراد، تمایل به پرداخت آن‌ها برای کاهش تبعات بیماری کرونا افزایش می‌یابد. نتایج مطالعهٔ حاضر هم نشان‌داد افراد با سطح آگاهی بالاتر نسبت به اثرات بیماری کرونا، حاضرند مبلغ بالاتری برای کاهش تبعات این بیماری بپردازند. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که داشتن تعداد فرزند بیشتر رابطهٔ منفی و معنی‌داری با انتخاب و پرداخت اضافی افراد برای کاهش تبعات این بیماری دارد. این موضوع شاید به‌دلیل افزایش هزینه‌های این بیماری برای خانوارهای پُرجمعیت می‌باشد؛ چراکه بیماری کرونا نه‌تنها شاخص‌های اقتصادی، بلکه الگوهای رفتاری، مصرفی و سبک زندگی افراد را به‌دلیل ترس از ابتلا به کووید-۱۹ تغییر داده است که هزینه‌های زیادی را به جامعه تحمیل نموده است.

در کنار تحلیل‌های اقتصادی فوق، یافته‌های برآورد از منظر اقتصاد رفتاری نیز مورد ارزیابی قرار گرفت و مشاهده گردید که با گذشت بیش از یک‌سال‌ونیم از بروز بیماری کماکان شهروندان ابعاد اقتصادی بیماری و تبعات مترتب بر آن را (هم‌چون بیکاری) به‌مراتب مهم‌تر از ابعاد اجتماعی آن (هم‌چون تغییر در فعالیت‌های اجتماعی) دانسته‌اند که چه‌بسا متأثر از رویکرد فضای رسانه‌ای و اطلاع‌رسانی عمومی و نیز عملکرد دولت بوده است به‌گونه‌ای که می‌توان این شرایط را مصداق (اثر) رفتار دسته‌جمعی و تأثیر اجتماعی دانست. هم‌چنین سهم بسیار بالای ابراز شده توسط شهروندان برای مشکلات خانوادگی ناشی از پاندمی کرونا (که کمتر در رسانه‌ها و توسط دولت در مقایسه با ابعاد اقتصادی موردتوجه قرار می‌گرفته است) که عمدتاً برداشت و یافتهٔ خود شهروندان درخصوص اهمیت این موضوع بوده است به نوعی اثر اکتشافی را از مجموعه پارادایم‌های اقتصاد رفتاری خاطرنشان می‌نمود. این موضوع می‌تواند به‌خوبی حکایت از درک مناسب مردم نسبت به اثرات منفی کرونا بر مناسبات خانوادگی خودشان داشته باشد. بدیهی است با انجام مجموعه‌ای از مطالعات تکمیلی در حوزهٔ عملکرد افراد در مواجهه با بیماری کرونا از منظر دانش اقتصاد رفتاری، به‌ویژه در چارچوب مطالعات آزمایشگاهی، می‌توان از دیگر سوگیری‌ها و تورش‌های احتمالی موجود در این رابطه آگاهی یافت.

با توجه به آن‌چه تاکنون مطرح گردید به‌نظر می‌رسد از این پس در مواجهه با بیماری‌های همه‌گیر و یا حوادث غیرمترقبه فراگیر از این‌دست در چارچوب تحلیل‌های اقتصاد رفتاری بتوان توصیه‌های کاربردی زیر را مطرح نمود:

- لازم است با انتقال حقایق، برنامه‌های عملی و کاربردی سوگیری در دسترس بودن و سوگیری گذشته‌نگر را برطرف نمود و مسئولیت شهروندان را به‌صورت واضح و به موقع به آنان متذکر شد. برای این‌منظور باید به‌صورت مستمر اطلاعات ارائه گردد و اخبار جعلی را تکذیب نمود. هم‌چنین کسب اطلاعات مربوط به ابعاد بحران را برای شهروندان از طریق منابع رسمی و اختصاص خطوط تلفن ویژه، سایت‌های اینترنتی و... تسهیل نمود.

- لازم است تا با ایجاد یک مدل ذهنی صحیح برای شهروندان از طریق تبلیغات بیشتر در وب‌سایت‌ها، رسانه‌ها و... درمورد تعداد مبتلایان، بهبودیافتگان و قربانیان بیماری‌های همه‌گیر (هم‌چون کرونا) و نیز تبعات مالی و غیرمالی مترتب بر آن‌ها، ابعاد موضوعات برای خانوارها مشخص گردد. تا با ایجاد نوعی واقع‌بینی (و تاحدودی ایجاد ترس از تبعات ناگوار اپیدمی‌ها) در جامعه، افراد درگیر سوگیری خوش‌بینی و یا تورش زمانی نگردند.
- مدل ذهنی فوق می‌تواند با تعدیل اثر قالب‌بندی در شکل‌گیری عملکرد افراد ناشی از رفتارهای دسته‌جمعی، بخشی از انحرافات رفتاری را کاهش داده و مدیریت نماید. ضمن این‌که با اصلاحات دیدگاه‌های شخصی نسبت به موضوع موردنظر، احتمال بروز اثر اکتشافی (یافته‌های شخصی) را نیز حداقل نماید.

کتابنامه

– انصاری‌سامانی، حبیب؛ و همکاران، (۱۳۹۴). «مقدمه‌ای بر اقتصاد رفتاری: مفهوم، روش‌شناسی و شیوه‌های استخراج ترجیحات». *اقتصاد تطبیقی*، ۲ (۱): ۳۷-۶۹.

– تیموری، عباد؛ و همکاران، (۱۳۹۶). «نقد انتخاب عقلانی از منظر رویکردهای رقیب: اقتصاد رفتاری، آزمایشگاهی و علوم مغزی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲ (۷): ۴۳-۱.

– رهبر، فرهاد؛ و همکاران، (۱۳۹۲). «اقتصاددانان رفتاری و نظریه‌های آن‌ها». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸ (۱): ۱۶۵-۱۳۳.

- Ariely, D., (2008). *Predictably irrational.* New York: Harper Audio New York.

- Ansari Samani, H. et al., (2014). "An Introduction to Behavioral Economics: Concept, Methodology and Methods of Extracting Preferences". *Comparative Economics,* 2(1): 37-69. (In Persian)

- Aysola, J.; Tahirovic, E.; Troxel, A.B.; Asch, D.A.; Gangemi, K.; Hodlofski, A. T. et al., (2018). "A randomized controlled trial of opt-in versus opt-out enrollment into a diabetes behavioral intervention". *Am J Health Promot*, 32(3): 745–52.

- Biddle, N., (2021). "Behavioral economics and the covid-induced education crisis". *OECD education working paper,* 254 (11): 1-45.

- Bickel, W. K.; Moody, L. & Higgins, S. T., (2016). *Some current dimensions of the behavioral economics of health-related behavior change*. Prev Med.

- Biran, A.; Schmidt, W-P.; Varadharajan, KS.; Rajaraman. D.; Kumar, R.; Greenland, K. et al., (2014). "Effect of a behaviour-change intervention on handwashing with soap in India (SuperAmma): a cluster-randomised trial". *Lancet Glob Health*, 2(3): e145–e154154.

- Chapman, G. B.; Li, M.; Colby, H., & Yoon, H., (2010). "Opting in vs opting out of influenza vaccination". *JAMA*, 304(1): 43–4.

- Cifuentes, F. J., (2020). "The importance of behavioral economics during covid-19". *Journal of economics and behavioral studies*, 12(3): 70-74.

- Coleman, S., (2007). "The Minnesota income tax compliance experiment: replication of the social norms experiment". *Available at SSRN* 1393292.

- Congdon, W. J., & Shankar, M., (2018). "The role of behavioral economics in evidence-based policymaking". *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science,* 678(1): 81–92.

- Dillard, A. J.; McCaul, K. D. & Klein, W. M., (2006). "Unrealistic optimism in smokers: Implications for smoking myth endorsement and selfprotective motivation". *J Health Commun,* 11(S1): 93–102. doi: 10.1001/jamanetworkopen.2020.10185.

- Finucane, M.L.; Alhakami, A.; Slovic, P. & Johnson, S. M., (2000). "The affect heuristic in judgments of risks and benefits". *J Behav Decis Mak*, 13(1): 1–17.

- Fogg, B., (2009). "A behavior model for persuasive design". In*: Proceedings of the 4th international Conference on Persuasive Technology:* 40. ACM.

- Gallagher, S., (2020). "Coronavirus: How to Ensure your Relationships Survive Self-Isolation". *Digital News Brand Independent. Information website*: https://www.independent.co.uk (accessed April 13, 2020).

- Halpern, S. D.; French, B.; Small, D. S.; Saulsgiver, K.; Harhay, M. O. & Audrain-McGovern, J. et al., (2015). "Randomized trial of four financialincentive programs for smoking cessation". *N Engl J Med*, 372: 2108–17.

- Haushofer, J. y. & Metcalf, J., (2020). "Combining behavioral economics and infectious disease epidemiology to mitigate the COVID-19 outbreak".

- Hearne, R. R. & Salinas, Z. M., (2002). "The use of choice experiments in the analysis of tourist preferences for ecotourism development in Costa rica". *Journal of environmental management,* 65(2): 153-163.

- Hensher, D. A.; Rose, J. & Bertoia, T., (2007). "The implications on willingness to pay of a stochastic treatment of attribute processing in stated choice studies". *Transportation Research*, 43(2): 73–89. doi:10.1016/j.tre.2005.07.006.

- Hussam, R.; Rabbani, A.; Reggiani, G. & Rigol, N., (2017). "Habit formation and rational addiction: a field experiment in handwashing". *Harvard Business School BGIE Unit working*: 18-30.

- John, L. K.; Loewenstein, G.; Troxel, A. B.; Norton, L.; Fassbender, J. E. & Volpp, K. G., (2011). "Financial incentives for extended weight loss: a randomized". *Controlled trial. J Gen Intern Med,* 26(6): 621–6.

- Kahneman, D.; Slovic, S. P. Slovic, P. & Tversky, A., (1982). *Judgment under uncertainty: heuristics and biases*. Cambridge University Press.

- Kliger, D., (2020). Economic behavior and behavioral economics at times of covid-19 pandemic, mind and society. Springer: 1-8.

- Kumar, B., (2020). "Covid-19 pandemic and the role of behavioral economics". *MPRA:* 1-12.

- Kunu, S. & Duran, S., (2021). "Understanding covid-19 virus pandemic in terms of behavioral economics in terms of how people think and learn". *Economi:* 111-118.

- Kwok, Y. L. A.; Gralton, J. & McLaws, M. L., (2015). "Face touching: A frequent habit that has implications for hand hygiene". *American Journal of Infection Control*, 43(2): 112–114.

- Laibson, D., (1997). "Golden eggs and hyperbolic discounting". *Q J Econ*. 112(2): 443–78.

- Linnemayr, S.; Stecher, C. & Mukasa, B., (2017), "Behavioral economic incentives to improve adherence to antiretroviral medication". *AIDS (London, England)*, 31(5): 719.

- Loewenstein, G.; Asch, D. A.; Friedman, J. Y., Melichar, L. A. & Volpp, K. G., (2012). "Can behavioural economics make us healthier?". *BMJ*, 344: e3482.

- Loewenstein, G.; Brennan, T. & Volpp, K. G., (2007). "Asymmetric paternalism to improve health behaviors". *JAMA*, 298(20): 2415–7.

- Luoto, J. & Carman, K. G., (2014). *Behavioral economics guidelines with applications for health interventions*. Washington: Inter American Development Bank.

- Matjasko, J. L. Cawley, J. H.; Baker-Goering, M. M. & Yokum, D. V., (2016). "Applying behavioral economics to public health policy: illustrative examples and promising directions". *Am J Prev Med*., 50(5): S13–S1919.

- McFadden, D., (1973). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. New York: Academic Press.

- O'Donoghue, T. & Rabin, M., (1999). "Doing it now or later". *Am Econ Rev*., 89(1): 103–24.

- Ortega, D. L.; Wang, H. H.; Wu, L. & Olynk, N. J., (2011). "Modeling heterogeneity in consumer preferences for select food safety attributes in China". *Food Policy*, 36(2): 318–324. doi:10.1016/j.foodpol.2010.11.030.

- Peters, E.; Lipkus, I. & Diefenbach, M. A., (2006). "The functions of affect in health communications and in the construction of health preferences". *J Commun,* 56: S140–S162162.

- Raafat, R. M.; Chater, N. & Frith, C., (2009). "Herding in humans". *Trends Cognit Sci.*, 13(10): 420–8.

- Rahbar, F. et al., (2012). "Behavioral economists and their theories*". Planning and Budgeting,* 18(1): 133-165, (In Persian)

- Samuelson, W. & Zeckhauser, R., (1988). "Status quo bias in decision making". *J Risk Uncertain,* 1(1): 7–59.

- Schwarz, N., (2011). "Feelings-as-information theory". In: Van Lange P, Kruglanski A, Higgins ET, editors. *Handbook of theories of social psychology*, Thousand Oaks: Sage: 289–308.

- Slovic, P. & Peters, E., (2006). "Risk perception and affect*". Curr Dir Psychol Sci.,* 15(6): 322–5.

- Taymoori, E. et al., (2016). "Criticism of rational choice from the perspective of competing approaches: behavioral economics, laboratory and brain science". *Iran's economic research*, 22(73): 1-43, (In Persian).

- Thaler, R. H. & Sunstein, C. R., (2008). "Nudge: improving decisions about health, wealth and happiness". *The Social Science,* New Haven: Yale University Press.

- Thaler, R. H., (2016). "Behavioral economics: past, present, and future". *American Economic Review,* 106(7).

- Thaler, R. H., (2018). "From cashews to nudges: The evolution of behavioral economics". *American Economic Review*, 108(6).

- Train, K., (2003). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- Tversky, A. & Kahneman, D., (1979). "Prospect theory: an analysis of decision under risk". *Econometrica*, 47(2): 263–91.

-Tversky, A. & Kahneman, D., (1974). "Judgment under uncertainty: heuristics and biases". *Science*, 185(4157).

- Van der Pol, M. & Cairns, J., (2011). "Descriptive validity of alternative intertemporal models for health outcomes: an axiomatic test". *Health Econ.,* 20(7): 770–82.

- Van Der Pol, M.; Hennessy, D. & Manns, B., (2017). "The role of time and risk preferences in adherence to physician advice on health behavior change". *Eur J Health Econ.,* 18(3): 373–86.

- Voj-a-cek, O. & Pec-akov-a, I., (2010). "Comparison of discrete choice models for economic environmental research". *Prague Economic Papers*, 1: 35–53. doi: 10.18267/j.pep.363.

- Watson, J.; Dreibelbis, R.; Aunger, R.; Deola, C.; King, K. & Long, S. et al., (2019). "Child's play: harnessing play and curiosity motives to improve child handwashing in a humanitarian setting". *Int J Hyg Environ Health*., 222(2): 177–82.

- Weinstein, N. D.; Marcus, S. E. & Moser, R. P., (2005). "Smokers' unrealistic optimism about their risk". *Tob control*, 14(1): 55–9.

- Weinstein, N. D., (1980). "Unrealistic optimism about future life events". *J Pers Soc Psychol*, 39(5): 806.

- Weinstein, N. D., (1987). "Unrealistic optimism about susceptibility to health problems: conclusions from a community-wide sample". *J Behav Med.*, 10(5): 481–500.

- White, J. S. & Dow, W. H., (2015). "Intertemporal choices for health". In: Roberto Ch A, Kawachi I, editors, *Behavioral economics and public health*, Oxford: Oxford University Press; 27: 62.

- Wilder-Smith, A. & Freedman, D., (2020). "Isolation, quarantine, social distancing and community containment: pivotal role for old style public health measures in the novel coronavirus (2019-nCoV) outbreak". *J Travel Med.*, 27(2).

- Wu, C. et al., (2020). "The dynamics of trust before, during and after the covid-19 outbreak". *Canadian institutes of health research,* Information website: https://www.csa-scs.ca/.

Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Investigating the Effect of Government Interventions in the Iranian Capital Market: Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) Model

Khdaverdizadeh, M.[1], Kalami, M.[2], Ebrahimpoor, S.[3], Khodaverdizadeh, S.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25632.3393
Received: 2022.01.24; Accepted: 2022.07.07
Pp: 237-261

Abstract

The issue of government intervention in the economy is one of the issues that, despite its high importance for the Iranian economy, little research has been done on it. Among the reasons that justify government intervention in the economy are the production of public goods and services, redistribution of income, stabilization of the economy, natural monopoly and external positive and negative factors. On the other hand, today, capital markets as financial and economic exchanges of companies play an important role in the financial sector and the prosperity of economic activities. An efficient capital market can improve economic growth and attract domestic and foreign capital and play an important role in the process of economic development by stabilizing the financial sector and providing a suitable environment. Some experts believe that the continuous intervention of the government in the process of valuing stock exchange symbols in the capital market has prevented the economic growth and development of the country and is to the detriment of GDP. One of the threats that currently threatens the stock market as a financial market is the involvement of the Ministry of Economy and other government departments in determining the value of stock exchange symbols, and if government officials are not prevented from interfering in the daily stock valuation process, liquidity from the stock market It will move to other parallel markets. On the other hand, we know that stock prices in the capital market are determined entirely on the basis of supply and demand and such things as (environmental or macro factors, industry-related factors and internal factors or within the company. According to the explanations provided, the issue that the present study seeks is what are the effects of government interventions on the capital market during the years 1992-2021?

Keywords: Government Intervention, Non-linear Approach, Stock Price Index.

JEL Classification: R53, C2, G18.

1. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).
Email: mo.khodaverdizadeh@urmia.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, School of Management and Economics, Islamic Azad University, Momghan branch, Momghan, Iran
3. PhD student in Development Economics, Department of Economic Sciences, School of Economics and Accounting, Islamic Azad University, Central Tehran Branch, Tehran, Iran.
4. PhD in International Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran

Citations: Khdaverdizadeh, M.; Kalami, M.; Ebrahimpoor, S. & Khodaverdizadeh, S., (2022). "Investigating the Effect of Government Interventions in the Iranian Capital Market: Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 11(43): 237-261. doi: 10.22084/aes.2022.25632.3393.
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4707.html?lang=en

1. Introduction

The issue of government intervention in the economy is one of the issues that, despite its high importance for the Iranian economy, little research has been done on it. Among the reasons that justify government intervention in the economy are the production of public goods and services, redistribution of income, stabilization of the economy, natural monopoly and external positive and negative factors. On the other hand, today, capital markets as financial and economic exchanges of companies play an important role in the financial sector and the prosperity of economic activities. An efficient capital market can improve economic growth and attract domestic and foreign capital and play an important role in the process of economic development by stabilizing the financial sector and providing a suitable environment. Some experts believe that the continuous intervention of the government in the process of valuing stock exchange symbols in the capital market has prevented the economic growth and development of the country and is to the detriment of GDP. One of the threats that currently threatens the stock market as a financial market is the involvement of the Ministry of Economy and other government departments in determining the value of stock exchange symbols, and if government officials are not prevented from interfering in the daily stock valuation process, liquidity from the stock market It will move to other parallel markets. On the other hand, we know that stock prices in the capital market are determined entirely on the basis of supply and demand and such things as (environmental or macro factors, industry-related factors and internal factors or within the company. According to the explanations provided, the issue that the present study seeks is what are the effects of government interventions on the capital market during the years 1992-2021?

2. Methodology

In this study, to investigate the short-term and long-term effects, the autoregression model with nonlinear distribution (NARDL) is used, which is one of the asymmetric summative methods. In recent papers, the asymmetric summative method in the self-regression model with distributed interrupt has been developed in such a way that the sum of the positive and negative components of the variables helps to identify the asymmetric effects of explanatory variables in the short and long run. In fact, the asymmetric ARDL properties allow us to have a common analysis of the problems of anonymity and nonlinearity in the infinite error correction model.

An ARDL model (p, q) is related to the NARDL model (p, q) in relation (1):

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-} x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t \qquad (1)$$

In relation (1), p, q are the number of optimal intervals, φ_j are the coefficients of the dependent variable intervals, θ_j^{+} and θ_j^{-} are the asymmetric coefficients of the dependent variable intervals, and $\varepsilon_t$are the perturbation sentences with zero mean and constant variance.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^{+} x_{t-1}^{+} + \theta^{-} x_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\vartheta_j^{+} \Delta x_{t-j}^{+} + \vartheta_j^{-} \Delta x_{t-j}^{-}\right) +$$

$$\varepsilon_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\vartheta_j^{+} \Delta x_{t-j}^{+} + \vartheta_j^{-} \Delta x_{t-j}^{-}\right) +$$

$$\varepsilon_t \qquad (2)$$

In this study, in order to investigate the effectiveness of government interventions in the Iranian capital market, the nonlinear self-regulatory method with distributive intervals during the period 1992-2021 will be used. Therefore, the main model of this research will be in the form of relation (3):

$$PS_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{GC}^{+}{}_t + \beta_2 \mathrm{GC}^{-}{}_t + \beta_3 OILP_t + \beta_4 PROFIT_t + \beta_5 EX_t + \varepsilon_t \ (2)$$

PS: Stock Price Index, GC^{+}: Positive shock of government intervention (ratio of government spending to GDP), GC^{-}:Negative shock of government intervention (ratio of government spending to GDP), PROFIT:Bank interest rates, OILP: Indicates the real price of Brent crude, which uses the US Consumer Price Index to verify the price of oil and EX: Exchange rate

2. Model Estimation and Results Analysis

The results of the unit root test indicate that the variables used in this study are a combination of zero and one degree of accumulation and are static with one time differentiation. According to Table (1), except for the negative shock of government intervention and bank interest rates, which are at a static level, the other variables (stock price index, positive shock of government intervention, oil prices and exchange rates) have become static after one-time differentiation.

The main purpose of this nonlinear study is to investigate the effect of government interventions in the Iranian capital market using a nonlinear approach during the period 1992-2022. Examining the theoretical foundations of the research shows that although the

failure of the market justifies the government's presence in the regulation and oversight of the financial sector, there are different views in this regard, including the view of public interest and private interest. The public interest view accepts the presence of the government in regulation and supervision due to the phenomenon of market failure, but the private interest view considers the non-optimal use of regulatory regulations in the presence of the government due to market failure as one of the main challenges of government presence. Considers itself opposed to the presence of the government. The results of the research show that government interventions have negative effects on the stock price index trend. On the other hand, the increase in bank interest rates has reduced the stock price index. On the other hand, oil prices and exchange rates increase the stock price index. According to the research results, the following suggestions are presented:

• Government interventions have a negative effect on stock price index trends. If the government wants to gain people's trust in the capital market, it should avoid orderly pricing in this market and play its role in the field of culture and public education.

• According to research findings, exchange rates play a significant role in the total stock price index. Therefore, it is suggested to prevent the growth of stock price index bubbles in the stock market by unifying the exchange rate and reducing currency fluctuations, as well as controlling the inflation rate.

• One way to manage the risk of changes in oil prices is to institutionalize the foreign exchange reserve fund and make proper use of its resources. As an automatic stabilizer, the fund prevents the direct entry of oil revenues and the vulnerability of the economy to external shocks.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال یازدهم، شمارهٔ ۴۳، پاییز ۱۴۰۱

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

بررسی اثر دخالت های دولت در بازار سرمایهٔ ایران: رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL)

محمد خداوردیزاده[۱]، محمد کلامی[۲]، سجاد ابراهیم‌پور[۳]، صابر خداوردیزاده[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25632.3393
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۶
صص: ۲۶۱-۲۳۷

چکیده

مسأله جایگاه دولت و نقش آن در اقتصاد از زمان پیدایش دانش اقتصاد همواره مورد بحث اقتصاددانان و صاحبان اندیشه در مکاتب گوناگون اقتصادی بوده است. در قرن اخیر مقولهٔ دخالت‌های دولت در بازار سرمایه به یکی از مسائل مهم و دغدغهٔ فعالان بازار سرمایه و به‌تبع آن تأثیرپذیری شاخص بازار سهام از این موضوع تبدیل شده است. در این راستا، هدف مطالعهٔ حاضر بررسی اثر مداخلات دولت در بازار سرمایهٔ ایران است. به‌منظور بررسی هدف مذکور در این تحقیق از رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی طی بازهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان‌گر آن است که افزایش دخالت‌های دولت، اثر منفی بر شاخص قیمت سهام دارد. از طرفی افزایش در نرخ سود بانکی موجب کاهش شاخص قیمت سهام شده است. سایر نتایج حاکی از آن است که با افزایش در متغیر قیمت نفت شاخص قیمت سهام روند افزایشی خواهد داشت. نهایتاً با افزایش در نرخ ارز، شاخص قیمت سهام افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج کلی پژوهش پیشنهاد می‌گردد که دولت از دخالت‌های دستوری در بازار سهام جلوگیری کند.

کلیدواژگان: دخالت دولت، رویکرد غیرخطی، شاخص قیمت سهام.
طبقه‌بندی JEL: R53, C2, G18.

۱. استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: mo.khodaverdizadeh@urmia.ac.ir
۲. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ممقان، ممقان، ایران.
Email: ms84kalami@yahoo.com
۳. دانشجوی دکترای اقتصاد توسعه، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.
Email: ebrahimpoor_sajjad@yahoo.com
۴. دکترای اقتصاد بین‌الملل، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Email: khodaverdi90@gmail.com

ارجاع به مقاله: خداوردیزاده، محمد؛ کلامی، محمد؛ ابراهیم‌پور، سجاد؛ و خداوردیزاده، صابر، (۱۴۰۱). «بررسی اثر دخالت های دولت در بازار سرمایهٔ ایران: رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL)». فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۱(۴۳): ۲۳۷-۲۶۱. doi: 10.22084/aes.2022.25632.3393
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4707.html

۱. مقدمه

دخالت دولت در اقتصاد از مباحثی بوده است که در مکاتب مختلف اقتصادی مورد بحث قرار گرفته است و قسمت عمدهٔ مباحث صاحب‌نظران اقتصادی در دوره‌های مختلف را به خود اختصاص داده است که هرکدام از این نظریه‌ها در شرایط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی و در دوره‌های زمانی خاصی قبول و مورداستفاده قرار گرفته‌اند.

پس از شکست نظریه‌های سرمایه‌داری دردههٔ ۱۹۳۰م.، اقتصاد جهان به سمت ارائه تعریفی جدید برای دولت و حوزهٔ مداخلات آن پیش‌رفت. در این دوران، دولت لیبرال کنار گذاشته شد و به‌جای آن در بسیاری از نقاط، به‌ویژه آمریکا و بسیاری از مناطق اروپای غربی، دولت مداخله‌گر برای کاهش بیکاری گسترده و راهنمایی اقتصادها به‌سمت دولت رفاه ظاهر شد. دولت رفاه به‌موازات ارائه خدمات رفاهی، مسئولیت سرمایه‌گذاری برای رشد را بر عهده گرفت. این امر موجب پیدایش بخش عظیمی از فعالیت‌های اقتصادی دولتی شد که قسمتی از آن ازطریق ملی کردن برخی بنگاه‌های خصوصی و بخشی هم از طریق سرمایه‌گذاری از محل وجوه عمومی در مؤسسه‌های اقتصادی تازه تأسیس دولتی حاصل شد. به این‌ترتیب، اقتصاد مختلط به‌وجود آمد؛ هرچند که الگوی آن در مناطق مختلف، متفاوت بود (قاسمی، ۱۳۸۶).

بحث دخالت دولت در اقتصاد، یکی از مواردی است که با وجود اهمیت بالای آن برای اقتصاد ایران، تحقیقات چندانی درخصوص آن صورت نگرفته است. دولت باید مواقعی در اقتصاد دخالت کند که مکانیسم بازار به تنهایی قادر به تخصیص بهینهٔ منابع و ایجاد کارایی در اقتصاد نباشد؛ البته ناتوانی مکانیسم بازار خودش شرط لازم و نه کافی برای دخالت دولت در اقتصاد است؛ شرط کافی برای دخالت دولت این است که دولت با نقش‌آفرینی خود نارسایی‌های موجود را کاهش دهد، ازجمله دلایلی که باعث توجیه دخالت دولت در اقتصاد است، می‌توان به تولید کالاها و خدمات عمومی، توزیع مجدد درآمد، ایجاد ثبات اقتصاد، انحصار طبیعی و عوامل مثبت و منفی خارجی[۱] اشاره کرد.

یکی از بازارهایی که می‌تواند از دخالت دولت در اقتصاد و اندازهٔ دولت تأثیر بپذیرد، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار به‌عنوان یک بازار منسجم و سازمان‌یافته، مهم‌ترین متولی جذب و سامان دادن صحیح منابع مالی سرگردان است و با جمع‌آوری نقدینگی جامعه و فروش سهام شرکت‌ها، ضمن به حرکت درآوردن چرخه‌های اقتصاد جامعه ازطریق تأمین سرمایه‌های موردنیاز پروژه‌ها و نیز افزایش درآمدهای مالیاتی، منافع اقتصادی چشمگیری به ارمغان می‌آورد و در کنار آن، اثرات تورمی ناشی از وجود نقدینگی در جامعه را نیز از بین می‌برد. ازطرفی امروزه بازارهای سرمایه به‌عنوان مبادلات مالی و اقتصادی شرکت‌ها ایفاگر نقش مهمی در بخش مالی و رونق بخشیدن به فعالیت‌های اقتصادی هستند. یک بازار سرمایهٔ کارا می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود بخشیده و

---

[۱]. دربارهٔ عوامل مثبت و منفی دخالت دولت در بورس می‌توان گفت که گاهی فعالیت اقتصادی فرد یا مؤسسه‌ای علاوه‌بر سود و منفعت فرد یا مؤسسه، منجر به ایجاد منفعتی برای دیگران می‌شود که به این پدیده، صرفه‌جویی خارجی یا عامل مثبت خارجی می‌گویند، سودی که از این‌طریق ایجاد می‌شود از منفعت مؤسسه قابل تفکیک نیست و به‌همین علت قیمت‌گذاری نمی‌شود؛ مانند ابداعات و اکتشافات و بازآموزی نیروی کار و... درموردی دیگر ممکن است فعالیت یک فرد یا مؤسسه برای دیگران زیان داشته باشد؛ مانند آلودگی محیط‌زیست، سر و صدای ناشی از کارخانه‌ها و... ولی فرد تولیدکننده حاضر به پرداخت هزینهٔ این زیان‌ها و عوامل خارجی منفی نباشد.

ازطریق تثبیت بخش مالی و تدارک بستر مناسب، سرمایه‌های داخلی و خارجی را جذب و در روند توسعهٔ اقتصادی نقش مهمی داشته باشد. این درحالی است که اخیراً مقولهٔ دخالت‌های دستوری دولت در بازار سرمایه از چالش‌ها و دغدغه‌های مهم بازار سرمایه و اقتصادی کشور بوده است.

گرایش به ایجاد ساختاری عمیق و منطقی، قوانین و مقررات منظم و به‌روز، نظارت و کنترل‌های کارآمد، کارایی و رشد سالم اقتصادی بازار سرمایه و اوراق بهادار را برای نیل به اهداف اقتصادی تضمین می‌کند. درواقع نظارت و امنیت از مهم‌ترین زمینه‌های تحکیم و توسعهٔ بازار سرمایه به‌شمار می‌آید؛ به‌عبارتی روند بازار به ضعف و قوت مقررات نظارتی وابسته است. نظارت در بازارهای سرمایه به تنظیم و برقراری مجموعهٔ مقررات، دستورالعمل‌ها و رویه‌هایی اطلاق می‌شود که با تنظیم بازار در راستای تعمیق و بسط اطمینان در آن، افزایش سطح ثبات، حمایت از سرمایه‌گذاران و کاهش جرایم مالی اجرا می‌شود. نهاد عمومی به‌عنوان ناظر با هدف حفظ توازن بازار، شفافیت، کارآمدی بازار و تسهیل سرمایه‌گذاری وظیفهٔ نظارتی را در بازار سرمایه برعهده دارد و از این‌رو آثار راهبرد نظارتی آن در تمامی ابعاد این بازار متجلی است.

برخی از صاحب‌نظران اعتقاد بر این دارند که دخالت مستمر دولت در روند ارزش‌گذاری نمادهای بورسی در بازار سرمایه از رشد و توسعهٔ اقتصادی کشور جلوگیری کرده و به ضرر تولید ناخالص داخلی است. یکی از تهدیدهایی که درحال حاضر بورس را به‌عنوان یک بازار مالی تحت‌تأثیر قرار داده، دخالت وزارت اقتصاد و دیگر بخش‌های دولتی در تعیین ارزش نمادهای بورسی است و اگر از دخالت مسئولان دولتی در روند ارزش‌گذاری روزانهٔ سهام جلوگیری نشود، نقدینگی از بورس به‌سمت سایر بازارهای موازی سوق پیدا خواهد کرد. ازطرفی می‌دانیم که قیمت سهام در بازار سرمایه نیز کاملاً براساس عرضه و تقاضا و مواردی چون: عوامل محیطی یا کلان، عوامل مرتبط با صنعت و عوامل داخلی یا درون شرکت، تعیین می‌گردد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳).

با توجه به توضیحات ارائه شده، مسأله‌ای که تحقیق حاضر به‌دنبال پاسخگویی به این پرسش است؛ دخالت‌های دولت چه اثراتی بر بازار سرمایه طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۷۰ دارد؟ سازماندهی پژوهش حاضر بدین‌صورت است که پس از مقدمه، به مرور ادبیات موضوع پرداخته و در بخش بعدی روش‌شناسی تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ سپس به تجزیه و تحلیل نتایج تحقیق پرداخته می‌شود؛ نهایتاً جمع‌بندی تحقیق ارائه می‌گردد.

۲. مرور ادبیات تحقیق

در این قسمت ابتدا تعریفی از بورس اوراق بهادار ارائه شده و سپس عوامل مؤثر بر قیمت سهام توضیح داده می‌شود و در ادامه به مروردیدگاه‌های دخالت دولت در اقتصاد پرداخته شده و نهایتاً پیشینهٔ تحقیق ارائه می‌گردد.

۲-۱. بازار سرمایه

بورس اوراق بهادار به‌معنی یک بازار متشکل و رسمی است که در آن خرید و فروش سهام شرکت‌ها یا اوراق قرضهٔ دولتی یا مؤسسات معتبر خصوصی تحت ضوابط و مقررات خاصی انجام می‌شود. ویژگی مهم بورس اوراق

بهادار، حمایت قانون از صاحبان پس‌اندازها و سرمایه‌های راکد و الزامات قانونی برای متقاضیان سرمایه است (دوانی، ۱۳۸۲)؛ در ادامه به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت سهام پرداخته می‌شود.

۲-۲. عوامل مؤثر بر قیمت سهام

در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در بازار سهام اولین و مهم‌ترین عاملی که فراروی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، شاخص قیمت سهام می‌باشد؛ از این‌رو، آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام حائز اهمیت است. طبق نظریه‌های اقتصادی کاهش شاخص سهام به‌معنای رکود اقتصادی و افزایش آن به مفهوم رونق اقتصادی است (حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۰).

الف) عوامل داخلی: آن‌دسته از عوامل مؤثر بر قیمت سهام که در ارتباط با عملیات شرکت و تصمیمات اتخاذ شده در شرکت می‌باشد؛ مانند عایدی هر سهم[1]، سود تقسیمی هر سهم[2]، نسبت قیمت به درآمد، افزایش سرمایه، تجزیهٔ سهام و عوامل درون شرکتی دیگر.

ب) عوامل بیرونی: عواملی که در خارج از اختیارات مدیریت شرکت هستند و به‌نحوی فعالیت شرکت را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند؛ این عوامل آن‌دسته از وقایع، حوادث و تصمیماتی است که در خارج از شرکت رخ می‌دهد و برقیمت سهام مؤثر است. این عوامل عبارتنداز:

۱) عوامل اقتصادی: رکود و رونق اقتصادی، بازار سهام را به شدت متأثر می‌سازد؛ به‌طوری‌که در وضعیت رونق اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت سهام بورس به‌شدت افزایش خواهد یافت. در وضعیت رکود نیز بازار سهام دچار رکود خواهد شد؛ زیرا در این‌شرایط سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه‌گذاری در سهام عادی ترجیح داده می‌شود. عوامل اقتصادی اثرگذار بر قیمت سهام به دو دستهٔ کلی تقسیم می‌شود:

- متغیرهای پولی (عرضهٔ پول، نرخ بهره و سایر عوامل)
- متغیرهای حقیقی (تولید ناخالص داخلی، نرخ مالیات و سایر عوامل)

طبق نظریه‌های اقتصادی دلایل مختلفی مبنی‌بر تأثیر متقابل بین سیاست‌های پولی و قیمت دارایی‌ها، به‌ویژه قیمت سهام، وجود دارد. با توجه به این‌که قیمت سهام با نگاه به آینده تعیین می‌گردد؛ لذا انتظار بر این است که این سیاست‌ها، به‌طور مستقیم ا طریق تأثیر بر نرخ بهرهٔ واقعی و به‌طور غیرمستقیم ازطریق تأثیرگذاری بر نااطمینانی و در نتیجه تأثیر بر عوامل تعیین‌کنندهٔ سود سهام و پاداش سهام، شاخص قیمت و بازدهی سهام را تحت‌تأثیر قرار دهند (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۲).

۲) عوامل سیاسی: عواملی نظیر: جنگ، صلح، قطع رابطهٔ سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و... برروی قیمت سهام اثر به‌سزایی دارند.

---

1 . Earning Per Share
2 . Dividends Per Share

۲-۳. مروری بر نظریات دخالت دولت در اقتصاد

از میان مکاتب اقتصادی مختلف به‌جز مکتب اتریش و مکتب نئوکلاسیک لیبرال (مخالف دخالت دولت) و مکتب سوسیالیسم (موافق حضور با قدرت دولت)، مکاتب دیگر به ترکیبی از تعامل دولت و بازار معتقد هستند.

مبانی مداخلهٔ اقتصادی دولت دراقتصاد را می‌توان دریک نگاه کلی، به سه گروه تقسیم‌بندی کرد:

- ضرورت وجود مداخلهٔ دولتی در بازارهای ملی (مظاهر شکست‌های بازاری)
- ضرورت وجود دولت در حفظ کوچک‌ترین واحدهای اقتصاد ملی (حفظ حقوق افراد)
- ضرورت وجود مداخلات دولتی در عرصهٔ بازارهای فراملی (تجارت بین‌المللی)

مکاتب مختلف اقتصادی، دخالت دولت در اقتصاد و دامنه و حوزهٔ این مداخلات را بر پایهٔ تحلیل‌های «شکست بازار» بنا می‌کنند که می‌توان خلاصهٔ دیدگاه‌های موجود در ارتباط با شکست بازار را به‌صورت جدول ۱، ارائه کرد (حسینی و شفیعی، ۱۳۸۶).

جدول ۱: موارد شکست بازار و دلایل آن

Tab. 1: Items of market failure and its reasons

نوع شکست	دلیل شکست
شکست در تخصیص منابع	– ممکن است بازارها دارای شرایط انحصار طبیعی یا انحصار چندجانبه باشند. – ممکن است آثار خارجی وجود داشته باشد. – ممکن است بازده صعودی نسبت به مقیاس وجود داشته باشد. – بازارها ممکن است به‌دلیل این که اطلاعات به کندی حرکت می‌کنند یا نهادهای بازاریابی غیرقابل انعطاف هستند، با سرعت کم و غیردقیق تعدیل شوند. – افراد و شرکت‌ها ممکن است اطلاعات درستی درمورد محصولات، قیمت‌ها، امکانات تولید خود و مانند آن را نداشته باشند.
شکست در اشتغال منابع	ممکن است عدهٔ زیادی از نیروی کار در بازار، بدون شغل باقی بمانند.
شکست در اهداف اجتماعی	ممکن است با وجود کارایی در تخصیص منابع، نمودهای نابرابری درآمدی و فقر در شکست در اهداف اجتماعی جامعه فراوان باشد.

در بخش ذیل خلاصهٔ برخی از دیدگاه‌های مکاتب دربارهٔ دخالت دولت در اقتصاد مطرح می‌گردد:

۲-۳-۱. دولت مرکانتیلیستی

در نظریهٔ سوداگری، دولت نهاد قدرتمند و مداخله‌گرا است. دولت با تشویق صادرات کالا و واردات مواد اولیه و تحدید واردات کالای نهایی، تراز تجارت خارجی را مثبت می‌سازد. دولت از بخش‌های تولیدی حمایت کرده، با برنامه‌ریزی، هدایت اقتصاد را به عهده می‌گیرد. مالکیت بخش خصوصی به‌طور عمده وجود دارد و دولت ازطریق مالیات، درآمد خود را تأمین می‌کند (نادران، ۱۳۸۱).

۲-۳-۲. مکتب پولی

در این مکتب که پایه‌گذارش «فریدمن»[1] بود، معیارهایی مانند: آزادی اقتصادی، حاکمیت بازار آزاد، انگیزه‌های سود و سرمایه‌گذاری و مداخله نکردن دولت در امور اقتصادی لازم دانسته شده و به‌عنوان اصول اولیهٔ نظام بازار شناخته می‌شود. دولت به‌عنوان یک عامل در راستای دستیابی به اهدافی که می‌توان ازطریق مبادلات خصوصی به آن دست یافت، ناکارآمد است؛ زیرا در عمل دولت‌ها از اهدافی برخوردار هستند که در راه دستیابی به آن‌ها قسمتی از منابع عمومی را برای مواردی به کار می‌برند که برخلاف منافع مردم است (غفاری، ۱۳۸۳).

۲-۳-۳. دولت نئوکلاسیکی

دیدگاه نئوکلاسیک تنوع خاصی دارد؛ به‌ویژه با تکاملی که در نظریات آن‌ها در قرن بیستم رخداد. در این دیدگاه، دولت در وضعی به دخالت مجاز است که باعث انحراف در کارکرد کارگزاران اقتصادی نشود و این، ازطریق اخذ مالیات‌های مقطوع و پرداخت‌های انتقالی امکان‌پذیر است (نادران، ۱۳۸۱).

در بخش ذیل به‌منظور صرفه‌جویی در بیان مطالب خلاصهٔ دیدگاه‌های مکاتب دربارهٔ دخالت دولت در جدول ۲، آورده شده است:

جدول ۲: دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی درمورد نوع و حوزهٔ مداخلهٔ دولت

Tab. 2: The point of view of different economic schools about the type and scope of government intervention

شکست بازار و مداخلهٔ دولت / عنوان مکتب	شکست در تخصیص منابع	شکست در اشتغال منابع	شکست در اهداف اجتماعی	نوع و حوزه مداخله دولت
اتریش	O	O	O	به‌هیچ عنوان
پولیون	O	O	O	به هیچ عنوان
نئولیبرال	×	O	O	هرکجا رقابت به خطر بیفتد
کلاسیک	×	O	O	مالکیت عمومی انحصارات طبیعی
کینزی‌ها	O	×	O	سیاست‌های کلان در دوران کمبود تقاضای مؤثر
نئوکلاسیک‌های رفاه	×	×	×	سیاست‌های اقتصاد کلان در صورت نیاز به این سیاست‌ها و برقراری مالیات در صورت وجود پیامدهای جنبی

1. Friedman

نهادگرایان	×	×	جبران شکست‌های بازار از طریق نهادسازی (وضع قوانین، اعمال مقررات تنظیمی، ایجاد سازمان‌هایی در جهت حمایت از نهادهای سیاسی)
سوسیالیسم	×	×	برقراری مالکیت اجتماعی در همه‌جا

۲-٤. دخالت دولت در بازار مالی[۱]

بازار سهام، بازار اوراق قرضه، بازار تبادل ارزهای خارجی و بازار مشتقات، ازجمله مهم‌ترین بازارهای مالی در دنیا هستند و روزانه صدها میلیارد دلار پول در آن‌ها جابه‌جا می‌شود. بازار مالی[۲] یک فضای فیزیکی یا پلتفرم مجازی است که در آن امکان خرید و فروش سهام، کالا یا سایر دارایی‌های ارزشمند فراهم شده است.

یکی از بازارهایی که ممکن است دچار شکست شده و حضور دولت را برای جبران شکست از طریق مقررات‌گذاری و نظارت بطلبد، بازار مالی است، به‌نحوی‌که در بسیاری از متون اقتصادی عدم وجود دولت مقررات‌گذار را منجر به شکست بازار و در طرف دیگر شکست بازار را توجیه‌کنندهٔ حضور دولت مقررات‌گذار دانسته‌اند. پیامدهای منفی حضور دولت به‌عنوان نهاد مقررات‌گذار و ناظر، می‌تواند خود منجر به شکست بازار شود که این امرتحت عنوان شکست نابازار و شکست دولت شناخته شده است (میبدی و همکاران، ۱۳۹۴).

در دیدگاه بازار مالی آزاد، کارایی بازار مالی مانند هر بازار دیگر توسط عوامل خود بازار و عرضه و تقاضا تعیین می‌شود و هرگونه دخالت، قانون‌گذاری، ایجاد انحصار و مانع در آن باعث ناکارایی می‌شود؛ بنابراین در این مکتب به دولت اجازه داده نمی‌شود که از روش‌های مختلف بر آن مقررات‌گذاری و نظارت داشته باشد.

باتوجه به این مسأله، ازمنظر قائلین به نظارت ومقررات‌گذاری، دورویکرد کلی دیدگاه منافع عمومی[۳] و دیدگاه منافع خصوصی[۴] دربارهٔ نحوهٔ مقرراتگذاری و نظارت بر بازارهای مالی وجود دارد که در مقابل یک‌دیگر هستند؛ و یکی به نقش فعال دولت اعتقاد دارد و دیگری در مقابل آن قرار دارد. دیدگاه منافع عمومی مطرح می‌کند که دولت برای منافع جامعه و اصلاح شکست‌های بازار و تسهیل عملکرد کارای بازارهای مالی، مقررات را تنظیم کند و در نظارت نقش پررنگی داشته باشد؛ از سوی دیگر، اگرچه دیدگاه منافع خصوصی یا دیدگاه مقررات‌گذاری اقتصادی یا سیاسی، «استیگلر»[۵] (۱۹۷۱) وجود شکست بازار را قبول می‌کند، اما در عوض مقررات را به‌عنوان یک تولید تصور می‌کند که تعامل عرضه‌کننده‌ها و تقاضاکننده‌های مقررات شکل دقیق و اهداف آن را مشخص می‌کند.

---

۱. جنس بازار مالی در این تحقیق، بازار سهام و استفاده از شاخص قیمت سهام است.

2. Financial Market
3. Public Interest View
4. Private Interest View
5. Stigler

۲-٤-۱. دیدگاه منافع عمومی

از نظر دیدگاه منافع عمومی دو دلیل عمده برای دخالت دولت در قانون‌گذاری و نظارت وجود دارد؛ یکی پیگیری اهداف اجتماعی، و دیگری وجود شکست‌های بازار. فروض دیدگاه منافع عمومی شامل این موارد است؛ شکست‌های بازار عمده وجود دارد و دولت انگیزه‌ها و توانایی‌های بهبود بخشیدن این شکست‌های بازار را دارد (شیلفر و ویشنی[1]، ۱۹۹۸). در بازار مالی، اگر این بازار منابع را از نظر کارایی اجتماعی تخصیص دهد و دیگر وظایف بخش مالی را به خوبی اجرا کند، منافع عمومی درنظر گرفته خواهد شد. در این حالت، کارایی اجتماعی ضرورتاً به معنای بهینهٔ پارتو نیست، بلکه کارایی اجتماعی دلالت می‌کند که تخصیص منابع در مسیر حداکثر کردن محصول و حداقل کردن واریانس و ترجیحات توزیعی است (میشان[2]، ۱۹۶۹).

یکی از اهداف میانی که دولت‌ها برای رسیدن به اهداف ذکر شده در مقررات‌گذاری و نظارت دنبال می‌کنند، بهبود و توسعهٔ بخش مالی است تا از این‌طریق بتوانند ظرفیت خود در حمایت از توسعهٔ اقتصادی را بهبود ببخشند (وایت[3]، ۲۰۰۵)؛ «پیگو»[4] (۱۹۳۸) بیان می‌کند که بازار مقررات، بازار کامل نیست.

۲-٤-۲. دیدگاه منافع خصوصی

میزان ورشکستگی و زیان در بخش مالی بیشتر از بخش غیرمالی نیست (بارت و همکاران[5]، ۱۹۸۵؛ کافمن[6]، ۱۹۹۴)؛ بنابراین ضرورت دخالت بیشتر دولت در بخش مالی نسبت به سایر بخش‌ها منتفی می‌شود. در این‌راستا، دیدگاه «دست ناکارا»[7] بیان می‌کند که دولت‌ها ممکن است نیت خوبی داشته باشند، اما از آن به‌صورت نادرست و نابه‌جا استفاده می‌کنند. این دیدگاه وجود شکست بازار یا انگیزه‌های دولت برای دخالت را زیر سؤال نمی‌برد؛ بلکه با توجه به دیدگاه دست ناکارا حتی اگر شکست بازار وجود داشته باشد و حتی اگر دولت‌ها صداقت مثال‌زدنی را نشان دهند، مقررات رسمی ممکن است در کل در حل شکست‌های بازار ناکارا باشد.

طرف‌داران دیدگاه منافع خصوصی درمورد نفی دیدگاه منافع عمومی، نگران رابطهٔ دولت با بخش مالی هستند. از این‌منظر نیازهای تأمین مالی دولت‌ها می‌تواند یکی از انگیزه‌های دخالت دولت در مقررات‌گذاری بخش مالی باشد. این نگرانی درمورد کشورهای با درآمد پایین و متوسط که بازار سرمایهٔ آن‌ها به‌طور گسترده توسعه نیافته است و سیستم بانکی منبع اصلی تأمین مالی داخلی برای دولت به حساب می‌رود، مطرح می‌شود (هانسن[8]، ۲۰۰۱).

در این قسمت به‌صورت مختصر به معرفی ساختار موجود در بازار سرمایهٔ ایران پرداخته می‌شود:

آن‌چه در ایران به‌صورت رسمی به‌عنوان بازار سرمایه شناخته می‌شود شامل چهار شرکت بورسی است؛ این چهار شرکت که نقش قابل‌توجهی در رونق اقتصادی کشور دارند عبارتنداز: بورس اوراق بهادار تهران، فرابورس، بورس کالا و بورس انرژی که تحت نظارت سازمان بورس و اوراق بهادار ایران فعالیت می‌کنند. درواقع سازمان بورس

1. Shleifer & Vishny
2. Mishan
3. White
4. Pigou
5. Brumbaugh et al.
6. Kaufman
7. Ponzi
8. Hanson

اوراق بهادار ایران متولی و سیاست‌گذار سرمایه‌گذاری در ایران است. شرکت‌های بورسی نقش بسیار با اهمیتی در رونق اقتصادی کشور دارند. علاوه‌بر این، تأثیر مهمی در اقتصاد جهانی ایران هم دارند. سرمایه‌هایی که ازطرف سرمایه‌گذاران و واسطه‌های مالی به بازار سرمایه ورود پیدا می‌کنند، توسط دولت، شرکت‌های تجاری و صنایع جذب می‌شوند. در نتیجه بازار سرمایه، حرکت جریان سرمایه را به‌منظور استفاده بهینه، افزایش درآمد ملی و در نتیجه رشد اقتصاد کشور تسهیل می‌کند.

۲-۵. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات بسیار محدودی در ارتباط با موضوع تحقیق انجام گرفته است، که در این قسمت بدان پرداخته خواهد شد.

الف) مطالعات داخلی

«برزانی» و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی نقش نظارتی دولت در بورس اوراق بهادار ایران در چارچوب یک الگوی کنترل بهینه به‌روش خودرگرسیون برداری، روابط بین متغیرهای کنترل و حالت به‌منظور تعیین محدودیت مدل کنترل بهینه برآورد شده است و سپس در مرحلهٔ بعد با تعیین تابع هدف مدل کنترل بهینه با توجه به محدودیت تعیین شده در قبل به حل عددی این مدل در قالب سناریوهای مختلف پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد در ارزیابی سیاست‌های اقتصادی دولت طی برنامهٔ سوم توسعه، سیاست‌های مالی نسبت به سیاست‌های پولی به‌شکل صحیحی انتخاب شده‌اند؛ هم‌چنین نتایج ناشی از آزمایش‌های مقایسه‌ای متقاوت به‌منظور تعیین مسیر بهینه متغیرهای کنترل و حالت در برنامهٔ چهارم توسعه، حاکی از آن است که براساس آزمایش‌های مقایسه‌ای اول، دوم و سوم، دسترسی به مقادیر مطلوب حجم معاملات امکان‌پذیر بوده؛ اما دسترسی به ارزش بازاری سهام امکان‌پذیر نیست.

«میبدی» و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای لزوم دخالت دولت در مقررات‌گذاری و نظارت بر بازارهای مالی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نظری حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که لزوم دخالت دولت در اقتصاد، نکات مثبت و منفی بسیاری داشته و همواره یکی از مهم‌ترین مباحث مطروحه در بیان نظریات مختلف اقتصادی در مکاتب گوناگون بوده است. براساس آن‌چه درمورد نظرات مکاتب مختلف در باب حضور دولت در اقتصاد بیان شد، می‌توان نتیجه گرفت که به‌جز چند مکتب، ازجمله اتریش و پولیون، تمام مکاتب دیگر تا حدودی موافق دخالت دولت در اقتصاد به‌منظور کنترل عواملی هستند که منجر به عدم کارایی بازارها و به‌عبارت دیگر شکست بازار می‌شود. می‌توان عمده‌ترین و کلیدی‌ترین دلیل توجیه دخالت دولت در بخش مالی به‌منظور تنظیم مقررات و نظارت را بروز پدیده‌های شکست بازاری در این بخش دانست.

«رحیمی‌پور» و همکاران (۱۳۹۹) با هدف اندازه‌گیری اثر اندازهٔ دولت بر بازدهی و قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ و برای تعداد ۵۲ شرکت بورس اوراق بهادار استفاده کردند. یافته‌های حاصل از داده‌های تابلویی حاکی از آن است که هرچه اندازهٔ دولت در ایران بیشتر باشد، بازدهی سهام نیز افزایش می‌یابد و در کشور ایتالیا هرچند اندازهٔ دولت بیشتر باشد، بازدهی سهام منفی می‌باشد.

ب) مطالعات خارجی

«خان» و «باتئو»[1] (۲۰۱۲) به بررسی اثر دخالت دولت در بورس کشور روسیه با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که بازار سهام روسیه ضعیف با ایالات متحده و به‌شدت با بازارهای اروپایی یکپارچه شده است. نتایج نشان‌دهندهٔ کاهش ناگهانی هم‌بستگی بین بازارهای سهام روسیه، ایالات متحده و اروپا است که نشان‌دهندهٔ ارتباط ضعیف بین این بازارها است. درنهایت، نتایج نشان‌دهندهٔ افزایش چشمگیر نوسانات در روز شروع و پایان مداخله است که نشان‌دهندهٔ افزایش عدم اطمینان در بین سرمایه‌گذاران به‌دلیل مداخلات موقتی دولت روسیه است؛ این مقاله تلاش می‌کند تا مداخلهٔ دولت روسیه را در پس‌زمینهٔ بحران مالی ۲۰۰۸م. بررسی کند و به این نتیجه برسد که مداخلهٔ دولت اساساً عدم اطمینان را در بازارهای محلی و بین‌المللی افزایش داده است؛ بنابراین ضروری است که دولت از مداخلهٔ مستقیم در بازار سهام خود اجتناب کند.

«یانگ» و «دنگ»[2] (۲۰۲۱) با بهره‌گیری از رویکرد پانلی به بررسی اثر کوید ۱۹ و مداخلهٔ دولت بر بازار سهام در کشورهای عضو همکاری و توسعهٔ اقتصادی از یک فوریه ۲۰۲۰ تا یک اکتبر ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشانگر آن است که با افزایش در روند بیماری ویروس کرونا، بازدهی بازار سهام کاهش یافته است؛ ازطرفی اقدامات مداخله‌ای دولت مانند انزوای اجتماعی، آزمایش و سیاست‌های ردیابی اثر مثبتی بر بازدهی سهام داشته است. سیاست‌های حمایت اقتصادی دولت، اثر معناداری بر بازدهی سهام نداشته است. از مهم‌ترین نتایج نیز این است که اجرای اقدامات مداخله‌ای دولت، اثر منفی کوید ۱۹ بر بازدهی سهام را افزایش می‌دهد.

«یونبیاو» و «لیانگ»[3] (۲۰۲۱) در یک مطالعه‌ای نقش دولت را به‌عنوان سیاست‌گذار عمومی در پوشش ریسک قیمت سهام مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نمونه‌ای از شرکت‌های ایالات متحده را طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۸۰ درنظر گرفتند. نتایج بررسی حاکی از آن است مخارج دولت به‌عنوان یک سیاست عمومی مهم، می‌تواند با کاهش ریسک سقوط قیمت سهام، ارزش سهامداران را به‌طور قابل‌توجهی تحت‌تأثیر قرار دهد.

با توجه به مطالعات انجام شده، مطالعهٔ حاضر درصدد آن است که با استفاده از رویکرد غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و افزودن متغیرهایی (قیمت نفت، شوک‌های مثبت و منفی اندازهٔ دولت و نرخ سود بانکی) اثر دخالت دولت در بازار سهام را مورد بررسی قرار دهد.

۳. روش‌شناسی

در این تحقیق، برای بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[4] (NARDL) استفاده می‌شود که یکی از روش‌های هم‌جمعی نامتقارن تلقی می‌گردد. در مقالات اخیر، روش هم‌جمعی نامتقارن در مدل خودرگرسیونی با وقفهٔ توزیعی به‌گونه‌ای گسترش یافت که در آن مجموع مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرها کمک می‌کند تا تأثیرات نامتقارن متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت شناسایی

1. Khan a&nd Batteau
2. Yang & Deng
3. Yunbiao, Liang
4. A Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

شوند. درواقع خصوصیات ARDL نامتقارن این اجازه را به ما می‌دهد تا تحلیل مشترکی از مسائل مربوط به نامانایی و غیرخطی بودن در مدل تصحیح خطای نامحدود داشته باشیم (ممی‌پور و ساسانیان‌اصل، ۱۳۹۷).

در این مطالعه، جهت بررسی اثرات نامتقارن دخالت دولت در بازار سرمایه از الگوی غیرخطی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. مدل NARDL که توسط «شین»[1] و همکاران (۲۰۱۱) توسعه‌یافته، از مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی در تشخیص اثرات نامتقارن در دوره‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده می‌کند. دلیل این انتخاب مزیت‌های زیادی است که روش NARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی مانند «انگل–گرنجر» (۱۹۸۷) و خصوصاً «جوهانسون–جوسیلیوس» (۱۹۹۰) دارد و لذا به‌طور گسترده مورداستفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از مانا بودن یا نبودن آن‌هاست؛ هم‌چنین علاوه‌بر امکان محاسبهٔ روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبهٔ روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد و برخلاف سایر روش‌ها حتی درنمونه‌های کوچک هم نتایج قابل اعتمادی دارد؛ درنهایت زمانی‌که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوزای[2]، ۲۰۰۳).

مدل NARDL(p,q) به‌صورت رابطهٔ (۱) است:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+} x_{t-j}^{+} + \theta_j^{-} x_{t-j}^{-}) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در رابطهٔ (۱)، p,q تعداد وقفه‌های بهینه، φ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ_j^{+} و θ_j^{-} ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر وابسته و ε_t جمله‌های اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

هر رابطهٔ بلندمدت در مدل ARDL(p,q) یک ECT[3] کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به تعادل را تضمین می‌کند؛ بر این‌اساس، در مدل NARDL نیز الگوی تصحیح خطا به‌صورت رابطهٔ (۲) تنظیم می‌شود:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^{+} x_{t-1}^{+} + \theta^{-} x_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\vartheta_j^{+} \Delta x_{t-j}^{+} + \vartheta_j^{-} \Delta x_{t-j}^{-}\right) +$$
$$\varepsilon_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\vartheta_j^{+} \Delta x_{t-j}^{+} + \vartheta_j^{-} \Delta x_{t-j}^{-}\right) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

۳-۱. تصریح مدل

در این مطالعه به‌منظور بررسی اثرگذاری مداخلات دولت در بازار سرمایهٔ ایران از روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی طی دورهٔ ۱۳۹۹–۱۳۷۰ استفاده شده است؛ بنابراین مدل اصلی این تحقیق به‌صورت رابطهٔ (۳) خواهد بود:

$$PS_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{GC}^{+}{}_t + \beta_2 \mathrm{GC}^{-}{}_t + \beta_3 OILP_t + \beta_4 PROFIT_t + \beta_5 EX_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

- PS: شاخص قیمت سهام
- GC^{+}: شوک مثبت دخالت دولت (نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی)

1. Shin et al.
2. Alam & Quazy
3. Error Correction Temporal

- GC^-: شوک منفی دخالت دولت (نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی)
- $PROFIT$: نرخ سود بانکی
- $OILP$: نشانگر قیمت حقیقی نفت خام برنت است که برای حقیقی کردن قیمت نفت از شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ آمریکا استفاده شده است.
- EX: نرخ ارز بازار

و ε_t جمله اخلال است.

دربارهٔ نحوهٔ استخراج شوک مثبت و منفی دخالت دولت لازم به ذکر است که ابتدا داده‌های خام اندازهٔ دولت در نرم‌افزار Eviews وارد شده و سپس باکدهای دستوری نسبت به استخراج شوک‌های مثبت و منفی اندازهٔ دولت اقدام شده است.

شاخص قیمت سهام (TEPIX): میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در زمان پایه که با توجه به شاخص قیمتی لاسپیرز به‌صورت زیر به‌دست می‌آید: شاخص قیمت عدد مبنای شاخص کل قیمت سهام در تاریخ یکم فروردین ۱۳۶۹ برابر ۱۰۰ درنظر گرفته شده است.

$$TEPIX = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{D_t} * 100 \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، p_{it} قیمت شرکت iام در زمان t است. q_{it} تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان t است. D_t عدد پایه در زمان t که در زمان مبدأ برابر با $\sum p_{i0} q_{i0}$ بوده است. p_{i0} قیمت شرکت iام در زمان مبدأ، q_{i0} تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان مبدأ و n تعداد شرکت‌های مشمول شاخص است. لازم به ذکر است که آمار و اطلاعات موردنیاز تحقیق به روش اسنادی یا کتابخانه‌ای از سایت بانک مرکزی گردآوری شده‌اند.

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت ایستایی متغیرها است؛ بر این‌اساس در مطالعهٔ حاضر با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج در قالب جدول ۳، ارائه شده است.

نتایج آزمون ریشهٔ واحد بیانگر آن است که متغیرهای مورداستفاده در این تحقیق ترکیبی از درجهٔ انباشتگی صفر و یک هستند؛ براساس جدول (۳) به‌جز شوک منفی دخالت دولت و نرخ سود بانکی که در سطح ایستا هستند، بقیهٔ متغیرها (شاخص قیمت سهام، شوک مثبت دخالت دولت، قیمت نفت و نرخ ارز) پس از یک مرتبهٔ تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند؛ هم‌چنین، نتایج آزمون ریشهٔ واحد فیلیپس پرون حاکی از آن است که متغیرهای تحقیق با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد

Tab. 3: The results of the unit root test

نتایج آزمون ریشهٔ واحد (ADF)		
نام متغیر	آمارهٔ آزمون در سطح	وضعیت ایستایی
PS	-۳/۵۵ (۰/۰۵) *	I(1)
GC^+	-۵/۹۴ (۰/۰۰) *	I(1)
GC^-	-۶/۰۰۱ (۰/۰۰)	I(0)
OILP	-۴/۷۴ (۰/۰۰) *	I(1)
PROFIT	-۳/۲۸ (۰/۰۸)	I(0)
EX	-۴/۸ (۰/۰۳) *	I(1)
نتایج آزمون ریشهٔ واحد (PP)		
PS	-۳/۵۰۶ (۰/۰۵) *	I(1)
GC^+	-۵/۹۷ (۰/۰۰) *	I(1)
GC^-	-۶/۰۰۲ (۰/۰۰) *	I(1)
OILP	-۴/۵۹ (۰/۰۰) *	I(1)
PROFIT	-۸/۶۹ (۰/۰۰۰) *	I(1)
EX	-3/۸۰۶ (۰/۰۳) *	I(1)

در گام بعدی برای تعیین تعداد وقفه‌های متغیرهای مدل از آماره‌های آکائیک و شوارتز استفاده می‌شود. آمارهٔ شوارتز در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجهٔ آزادی زیادی از بین نرود. این آماره، زمانی‌که تعداد مشاهدات از ۱۰۰ کمتر باشد، نسبت به سایر آماره‌ها ارجحیت دارد (اندرس، ۱۳۹۱). مقادیر این آماره‌ها در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ٤: نتایج معیار آکائیک و شوارتز در تعیین وقفهٔ بهینهٔ مدل

Tab. 4: The results of Akaike and Schwartz criteria in determining the optimal lag of the model

وقفه	AIC	SC
۰	**-۱/۷۱**	**-۰/۹۳**
۱	**-٦/۰۱**	***-٤/٥٧**
۲	**-٦/۰۲**	**-۳/۳۹**

(منبع: یافته‌های تحقیق).

نتایج به‌دست آمده از جدول (۴) نشان می‌دهد که بر طبق معیار شوارتز وقفهٔ بهینه برای برآورد مدل، یک وقفه است.

٤-١. نتایج حاصل از رویکرد غیرخطی ARDL

الف) برآورد الگوی کوتاه‌مدت

نتایج حاصل از رویکرد غیرخطی NARDL در وضعیت کوتاه‌مدت در جدول ۵، آورده شده است؛ براساس نتایج جدول (۵)، وقفهٔ اول شاخص قیمت سهام اثر مثبت بر شاخص قیمت سهام دورهٔ جاری داشته است. با توجه به نتایج، وقفهٔ اول شوک مثبت شاخص دخالت دولت، وقفهٔ اول شوک منفی شاخص دخالت دولت، وقفهٔ اول نرخ سود بانکی و وقفهٔ اول قیمت نفت اثر معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام نداشته است. هم‌چنین افزایش در قیمت نفت، نرخ ارز و وقفه اول نرخ ارز اثر مثبتی بر شاخص قیمت سهام دارد. سایر نتایج حاکی از آن است که شوک منفی شاخص دخالت دولت و وقفهٔ اول آن اثر معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام نداشته است. ازطرفی افزایش در نرخ سود بانکی باعث کاهش بازدهی قیمت سهام شده است.

جدول ۵: برآورد الگوی کوتاه‌مدت NARDL

Tab. 5: Estimation of the NARDL short-run model

متغیر توضیحی	ضریب	سطح احتمال
PS(-1)	۰/۶۸	(۰/۰۰)
GC^+	۳/۱۵	(۰/۴۹)
$GC^+(-1)$	-۱۰/۱۷	(۰/۰۸)
GC^-	-۵/۱۴	(۰/۱۷)
$GC^-(-1)$	۲/۰۶	(۰/۳۹)
PROFIT	-۳/۶۴	(۰/۰۱)
PROFIT(-1)	۱/۲۷	(۰/۳۷)
OILP	۰/۰۱	(۰/۰۰)
OILP(-1)	۰/۲۸	(۰/۳۲)
E	۰/۵۸	(۰/۰۵)
E(-1)	۰/۷۷	(۰/۱۰)
C	-۳/۷۵	(۰/۰۳)

(منبع: یافته‌های تحقیق).

ب) برآورد الگوی بلندمدت

نتایج برآورد بلندمدت الگوی غیرخطی خودرگرسیون باوقفه‌های توزیعی در جدول ۶، گزارش شده است:

جدول ٦: برآورد الگوی بلندمدت الگوی NARDL

Tab. 6: Estimation of the NARDL long-run model

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
GC^+	−۲۲/۳۸	−۲/۴۱ (۰/۰۰)
GC^-	−۹/۷۹	−۰/۸۸ (۰/۳۸)
PROFIT	−۷/۵۶	−۳/۶۲ (۰/۰۲)
OILP	۰/۴۶	۳/۵۴ (۰/۰۵)
EX	۴/۳۴	۲/۸۹ (۰/۰۷)
C	−۱۱/۹۵	−۱/۹۲ (۰/۰۶)

(منبع: یافته‌های تحقیق).

در یک نگاه کلی نتایج جدول (۶) بیانگر آن است که با افزایش در دخالت دولت و نرخ سود بانکی، شاخص قیمت سهام کاهش یافته است. ازطرفی با افزایش در قیمت نفت و نرخ ارز، شاخص قیمت سهام افزایش یافته است. هم‌چنین شوک منفی مداخلهٔ دولت اثر معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام نداشته است.

شوک مثبت مداخلهٔ دولت اثر منفی به انداز ۲۲/۳۸− بر شاخص قیمت سهام داشته است؛ به‌عبارتی دیگر، به ازای یک درصد تغییر در شوک مثبت مداخلهٔ دولت و با فرض ثبات سایر متغیرها، شاخص قیمت سهام به اندازهٔ ۲۲٪ کاهش یافته است. در تحلیل اثرات منفی دخالت دولت بر شاخص قیمت سهام می‌توان اذعان نمود که بهترین اقدام دولت، دخالت نکردن در بازار سرمایه است؛ بدین‌دلیل که سازوکار بازار سرمایهٔ براساس سیستم عرضه و تقاضا است و دخالت‌ها و قیمت‌های دستوری دولت موجب اختلال در این روند شده و موجب بی‌اعتمادی سرمایه‌گذاران و خروج پول حقیقی و کاهش معاملات و افت شاخص سهام می‌گردد. اگر دولت و سازمان بورس در بازار سرمایه مداخلات خود را به حداقل برسانند، بازار سرمایه متعادل خواهد شد؛ به‌طوری‌که برخی از سهام ارزشمند رشد می‌کند و برخی از سهام کم‌ارزش با اصلاح مواجه می‌شود. این درحالی است که مداخلهٔ دولت و سازمان بورس موجب می‌شود که اکثریت سهام‌ها به تبعیت از سهام‌های شاخص‌ساز بزرگ با اصلاحات گسترده و عمیق مواجه شوند. دخالت مستمر دولت در روند ارزش‌گذاری نمادهای بورسی در بازار سرمایه از رشد و توسعهٔ اقتصادی کشور جلوگیری کرده و به ضرر تولید ناخالص داخلی است. اثرات منفی دخالت دولت در بازار سرمایه با مطالعات «خان» و «باتئو» (۲۰۱۲) و «یانگ» و «دنگ» (۲۰۲۱) سازگار است.

از دیگر نتایج تحقیق این است که با افزایش در نرخ سود بانکی با فرض ثبات سایر شرایط شاخص قیمت سهام به اندازه ۷/۵۶−٪ کاهش می‌یابد. می‌توان در تحلیل این نتیجه اذعان کرد که سهام هر شرکت ارزشی ذاتی دارد که تابع منافع آتی سهام است؛ بدین‌معنا که برای ارزش‌گذاری سهام باید منافع آتی آن برآورد شود. ازطرفی با توجه به تغییرات ارزش زمانی پول، لازم است تا ارزش یا منافع آتی سهام برحسب نرخ بهره، تنزیل و به قیمت فعلی ارزش‌گذاری شود که بر این‌اساس می‌توان گفت نرخ سود عامل مهمی در تنزیل ارزش آتی سهام است. با افزایش نرخ سود، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، ارزش فعلی منافع آیندهٔ سهام (ارزش ذاتی سهام) کاهش و با کاهش نرخ سود، ارزش ذاتی سهام افزایش می‌یابد. حال اگر نسبت ارزش یا قیمت سهام به بازده سهام به‌صورت (P/E) تعریف شود، می‌توان برآورد کرد که در شرایطی که نرخ سود در سطح پایینی قرار دارد، این نسبت که تحت

عنوان میانگین قیمت بازار تفسیر می‌شود، افزایش خواهد یافت. بر این‌اساس بین نرخ سود و بازده سهام ارتباط معکوسی وجود دارد.

از منظری دیگر، اگر فردی بخواهد بین سرمایه‌گذاری در بانک و بازار سهام تصمیم‌گیری کند، معیار موردتوجه وی مقایسه بازدهی خواهد بود. طبیعتاً سرمایه‌گذاران زمانی به‌سمت بورس گرایش پیدا خواهند کرد که بین بازدهی بازار سهام و بازدهی بانک تفاوت معناداری وجود داشته باشد، ضمن آن‌که ریسک بازار سهام (صرف ریسک) نیز همواره مدنظر قرار دارد. در این‌شرایط اگر نرخ بهرهٔ سپرده توسط بانک‌ها افزایش‌یابد، کفهٔ تصمیم به نفع سرمایه‌گذاری در بازار پول سنگین می‌شود و افراد کمتری انگیزه حضور در بازار سرمایه را خواهند داشت. در نقطه مقابل، اگر نرخ سود سپرده‌ها در مسیر کاهش قرار گیرد، فرصتی مغتنم خواهد بود تا سرمایه‌گذاری در بخش‌های گوناگون تجربه شود. در این‌شرایط با توجه به کاهش جذابیت بازار پول، ریسک‌پذیری افراد افزایش یافته و ذخیرهٔ پول نقد کاهش می‌یابد که این امر درنهایت به‌معنای سرمایه‌گذاری بیشتر در بازارهای مالی و اوراق بهادار خواهد بود.

سایر نتایج حاکی از آن است که با افزایش در قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط شاخص قیمت سهام به اندازهٔ ۰/۴۶٪ افزایش می‌یابد. در تحلیل اثرات مثبت قیمت نفت بر قیمت سهام می‌توان بدین‌گونه تحلیل کرد که نفت، ازجمله کالاهای استراتژیک کشور ایران محسوب می شود و درصد قابل‌توجهی از درآمدهای دولت از محل فروش نفت است که البته با توجه به تحریم‌های اخیر این مقدار کاهش‌یافته و دولت به‌دنبال راه‌های جایگزین برای تأمین درآمدهای مورد نیاز خود است. افزایش یا کاهش قیمت نفت بر دیگر بازارها اثر گذار است، نوسانات قیمت جهانی نفت می‌تواند تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم بر همهٔ بازارها، ازجمله بورس و صنایع بورسی داشته باشد؛ به تعبیر دیگر می‌توان گفت تأثیرگذاری نفت بر صنایع مختلف، متفاوت بوده و سهام شرکت‌ها تحت‌تأثیر قیمت نفت قرار گرفته و این امر تغییر شاخص کل بورس را درپی دارد.

تغییرات و نوسانات قیمت نفت خام به‌طور افزایشی یا کاهشی بر میزان سودآوری و عملکرد کلی صنایع مختلف تأثیرگذار بوده که به‌واسطهٔ آن، قیمت سهام در بورس و درنهایت شاخص بورس دستخوش تغییرات قرار می‌گیرد. بورس اوراق بهادار تهران مانند سایر بورس‌های جهانی از قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد؛ به‌گونه‌ای که ریزش قیمت نفت در بازار موجب افت شاخص بورس نیز می‌شود که در بین سهام گروه‌های مختلف، پتروشیمی و پالایشی بیشترین تأثیر منفی را در افت شاخص بورس خواهند داشت؛ بنابراین از آنجا که در ایران درآمد دولت از محل فروش نفت است. هنگامی‌که قیمت نفت بالا برود، درآمد ارزی دولت زیاد می‌شود و چون اغلب مدیریت خوبی روی این درآمد نمی‌شود، می‌تواند موجب افزایش پایهٔ پولی و درنتیجه تورم شود که تورم نیز موجب رشد شاخص کل بورس می‌گردد.

درنهایت، نتیجهٔ پایانی از برآورد مدل مربوط به اثرات مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام است. به ازای یک‌درصد افزایش در نرخ ارز با فرض ثبات سایر شرایط، شاخص قیمت سهام به اندازهٔ ۴/۳۴٪ افزایش یافته است. در این‌مورد می‌توان اذعان داشت که نرخ ارز و تغییرات آن می‌تواند دو اثر متفاوت بر قیمت سهام داشته باشد؛ از یک سو، افزایش قیمت نرخ ارز (از بعد تقاضا) منجر به افزایش درآمد شرکت‌های صادر کنندهٔ کالا و در نتیجه قیمت سهام آن‌ها شده؛ و ازسوی دیگر، (از بُعد عرضه) منجر به کاهش سود شرکت‌های واردکنندهٔ نهاده‌های

واسطه‌ای و کاهش قیمت سهام آن‌ها می‌گردد. نرخ ارز، یکی از عوامل تعیین‌کننده در محاسبهٔ سودآوری و کارآیی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. درحقیقت، ثبات نرخ ارز باعث اطمینانی در محیط اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه‌گذاران به سهولت درمورد سرمایه‌گذاری در زمان حال و آینده تصمیم‌گیری می‌کنند.

نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیص در جدول ۷، ارائه شده است؛ نتایج نشان می‌دهد فروض کلاسیک برای تخمین موردنظر برقرار است.

جدول ۷: نتایج آزمون فروض کلاسیک

Tab. 7: The results of the classical assumptions test

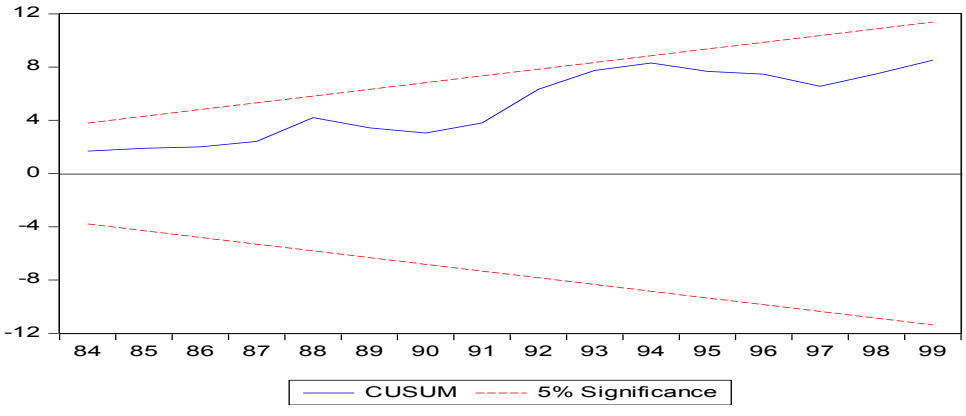
عنوان	آزمون LM		آزمون F	
فروض کلاسیک	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون خود همبستگی سریالی	۰/۲۱۷۶	۰/۶۴۱	۰/۰۸۲۱	۰/۷۷۹
آزمون رمزی برای شناسایی شکل تبعی مدل	۲/۹۸۲۳	۰/۰۸۴	۱/۲۳۳۳	۰/۲۸۹
آزمون توزیع نرمال جملات اخلال	۰/۵۵	۰/۷۵	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۱/۳۹۶۳	۰/۲۳۷	۱/۳۶۸۷	۰/۲۵۱

(منبع: یافته‌های تحقیق)/

٤-١-٢. استحکام نتایج (پایداری ضرایب مدل)

پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز به کمک آزمون‌های پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این آزمون‌ها در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است؛ همان‌طو که ملاحظه می‌شود، نمودار پسماند تجمعی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری عبور نکرده و فرضیهٔ صفر، یعنی (تصریح صحیح معادلهٔ رگرسیون) رد نشده است؛ بنابراین، ضرایب برآورد شده در دورهٔ مور نظر دارای ثبات ساختاری بوده است

.

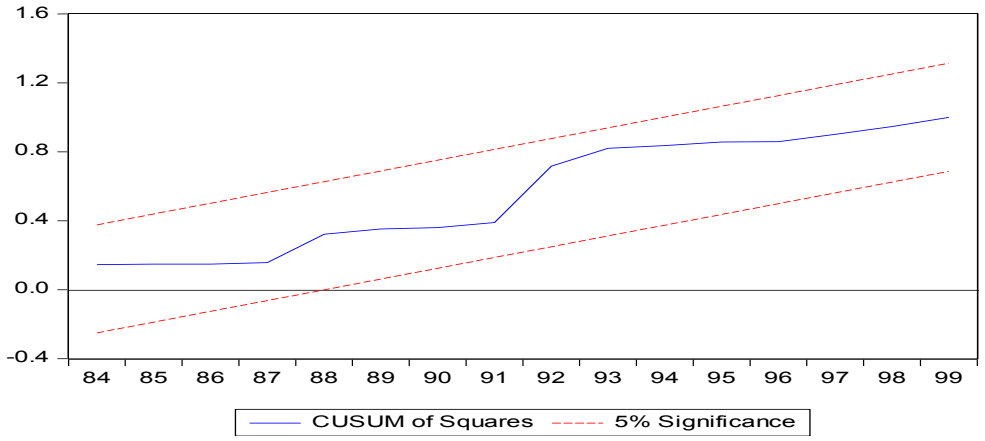


نمودار ۱: آزمون پسماند تجمعی (مأخذ: یافته‌های تحقیق).

Graf. 1: Cumulative residual test

1. Cumulative Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

از طرفی آزمون مجذور پسماند تجمعی از مجموع مربعات پسماندهای برگشتی استفاده می‌کند. در این آزمون نیز معمولاً سطح معنی‌داری ۵٪ د نظر گرفته شده و نتیجهٔ آزمون به‌وسیلهٔ رسم نمودار نشان داده می‌شود. این آزمون برای الگوی مورد بررسی انجام و نتیجهٔ آن در نمودار ۲ نشان داده شده است؛ همان‌طورکه ملاحظه می‌شود با توجه به قرار گرفتن نمودار مجذور پسماند تجمعی در محدودهٔ کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵٪، پایداری ضرایب برآورد شده در طی دورهٔ مورد بررسی تأیید می‌شود.



نمودار ۲: آزمون مجذور پسماند تجمعی (مأخذ: یافته‌های تحقیق).

Graf. 2: Cumulative residual squared test

۵. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی غیرخطی بررسی اثر دخالت‌های دولت در بازار سرمایهٔ ایران با استفاده از رویکرد غیرخطی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ است. بررسی مبانی نظری تحقیق نشانگر آن است که با این‌که شکست بازار توجیه‌کنندهٔ حضور دولت در مقررات‌گذاری و نظارت بر بخش مالی است، دیدگاه‌های مختلفی در این رابطه وجود دارد که از آن‌جمله می‌توان به دیدگاه منافع عمومی و منافع خصوصی اشاره نمود. دیدگاه منافع عمومی پذیرنده حضور دولت در مقررات‌گذاری و نظارت به‌دلیل بروز پدیدهٔ شکست بازاری است، اما دیدگاه منافع خصوصی عدم استفاده بهینهٔ دولت از مقررات تنظیمی در شرایط حضور دولت به‌دلیل بروز شکست بازاری را یکی از اساسی‌ترین چالش‌های حضور دولت دانسته و از این‌طریق خود را مخالف حضور دولت می‌داند. نتایج تحقیق نشانگر آن است که دخالت‌های دولت اثرات منفی بر روند شاخص قیمت سهام دارد. ازطرفی افزایش در نرخ سود بانکی موجب کاهش شاخص قیمت سهام شده است. قیمت نفت و نرخ ارز موجب افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- مداخلات دولت اثر منفی بر روند شاخص قیمت سهام دارد. اگر دولت می‌خواهد اعتماد مردم به بازار سرمایهٔ جلب شود از قیمت‌گذاری دستوری در این بازار پرهیز کند.

- براساس یافته‌های پژوهش نرخ ارز نقش قابل‌توجهی در شاخص کل قیمت سهام دارند؛ لذا پیشنهاد می‌گردد با یکسان‌سازی نرخ ارز و کاهش نوسانات ارزی از رشد حباب گونهٔ شاخص قیمت سهام در بورس جلوگیری گردد.
- افزایش در نرخ سود بانکی موجب کاهش روند شاخص قیمت سهام می‌گردد. با تدابیری صحیح، دولت بهتر است نرخ سود معقول بانکی را تعیین کند. به این علت که افزایش در نرخ سود بانکی می‌تواند در بلندمدت مانع ورود نقدینگی به‌سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی شود.

کتابنامه

– اندرز، والتر، (۱۳۹۱). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*. ترجمهٔ مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد دوم، چاپ سوم، تهران: دانشگاه امام صادق.

– برزانی، محمدواعظ؛ دلالی اصفهانی، رحیم؛ صمدی، سعید؛ و فعالجو، حمیدرضا، (۱۳۸۹). «ارزیابی نقش نظارتی دولت در بورس اوراق بهادار ایـران در چارچوب یک الگـوی کنتـرل بـهینـه». *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۱۰(۳۶): ۳۰۸-۲۸۵.

– حسن‌زاده، علی؛ نظریان‌رافیک؛ و کیانوند، مهران، (۱۳۹۰). «اثر شوک های سیاست پولی بر نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران». *فصلنامهٔ پول و اقتصاد*، ۴(۹): ۴۴-۱.

– حسینی، سید شمس‌الدین؛ و شفیعی، افسانه، (۱۳۸۶). «تعامل دولت و بازار و رویکرد تنظیم در اقتصاد ایران؛ تاملی در سیاستهای کلی اصل ۴۴ قانون اساسی». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۵(۴۳): ۶۰-۲۵.

– دادگر، یدالله، (۱۳۸۰). «مروری بر ادبیات نقش و جایگاه دولت در اقتصاد». *فصلنامهٔ فرهنگ و اندیشه*، ۱(۲): ۳۵-۲۱.

– دوانی، غلامحسین، (۱۳۸۲). *بورس، سهام و نحوه قیمت‌گذاری سهام*. مؤسسه حسابرسی و خدمات مالی دایا رایان.

– شهبازی، کیومرث؛ رضایی، ابراهیم؛ و عباسی، ابوالفضل، (۱۳۹۲). «سیاست‌های پولی و مالی و کارایی بازار سهام: شواهد تجربی در ایران». *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۲۰): ۷۷-۶۳.

– رحیمی‌پور، اکبر؛ میر، هدیه؛ و جلایی، سید عبدالمجید، (۱۳۹۹). «تأثیر اندازه دولت بر بازدهی و قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامهٔ اقتصاد بانکداری اسلامی*، ۹(۳۰):۲۳-۲.

– غفاری، هادی، (۱۳۸۳). *جایگاه و نقش دولت در نظام‌های اقتصادی*. شرکت چاپ و نشر بازرگانی، چاپ اول.

– قاسمی، مجید، (۱۳۸۶). «نظارت بانکی و راهکارهای مناسب برای کارآمد کردن آن». *مجلهٔ بانک و اقتصاد*. ۸۸: ۱۸-۱۶.

– میبدی، مسعود؛ میری، اشرف‌السادات؛ و صمدی بروجنی، رضا، (۱۳۹۴). «لزوم دخالت دولت در مقررات گذاری و نظارت بر بازارهای مالی». *مجلهٔ اقتصادی*. ۱۵(۷ و ۸): ۵۸-۴۳.

– ممی‌پور، سیاب؛ و ساسانیان‌اصل، زیبا، (۱۳۹۷). «بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از الگوی (NARDL)». *مجلهٔ اقتصاد پولی، مالی*. ۲۵(۱۶):۲۰۰-۱۶۷.

– نادران، الیاس، (۱۳۸۱). «جایگاه دولت در مکاتب لیبرالیستی». *مجموعه مقالات نقش دولت در اقتصاد*. تهران: پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی.

- Alam, M. I. & Quazy, R. M., (2003). "Determinant of Capital Flight: an Econometric Case Study of Bangladesh". *Review of Applied Economics*, 17(1): 85-103.

- Arth, J. R.; Dan Brumbaugh, Jr.; Sauerhaft, Daniel & George Wang, (1985). "Thrift-Institution Failures: Causes and Policy Issues". *Working Paper for Presentation at the Conference on Bank Structure and Competition,* Federal Reserve Bank of Chicago, May.

- Barzani, M. W.; Dalali Esfahani, R.; Samadi, S. & Faljou, H., (2010). "Assessing the supervisory role of the government in the Iranian stock exchange within the framework of an optimal control model". *Economic Research Journal,* 10 (36): 285-308, (In Persian).

- Dadgar, Y., (2001). "A Review of the Literature on the Role and Position of the Government in the Economy". *Quarterly Journal of Culture and Thought,* 1 (2): 21-35, (In Persian).

- Davani, Gh. H., (2003). *Stock market, stocks and stock pricing.* Daya Ryan Auditing and Financial Services Institute, (In Persian).

- Enders, W., (2012). *Applied econometrics time series*. translated by Mahdi Sadeghi and Saeed Shvvalpour, Second volume, third edition, Tehran: Imam Sadegh University, (In Persian).

- Ghaffari, H., (2004). *The position and role of government in economic systems.* Commercial Publishing Company, first edition, (In Persian).

- Ghasemi, M., (2007). "Banking supervision and appropriate solutions to make it efficient". *Journal of Banking and Economics*. 88: 16-18, (In Persian).

- Hanson, J., (2001). *Indonesia and India: Contrasting Approaches to Repression and Liberalization. Printed in Chapter 9: Financial Liberalization: How Far, How Fast?*. edited By: Gerard Caprio, Patrick Honohan, Joseph E. Stiglitz, Cambridge University Press.

- Hassanzadeh, A.; Nazarin Rafik; Kianvand, M., (2010). "The effect of monetary policy shocks on stock price index fluctuations in Iran". *Money and Economics Quarterly*, 4 (9): 1-44, (In Persian).

- Hosseini, S. Sh. & Shafiee, A., (2007). "Government-Market Interaction and Regulatory Approach in Iran's Economy; Reflection on the General Policies of Article 44 of the Constitution". *Economic research and policies*, 15 (43): 25-60, (In Persian).

- Kaufman, G., (1994). "Bank Contagion: A Review of the Theory and Evidence". *Journal of Financial Services Research,* 8 (2): 123–150.

- Khan, S. & Batteau, P., (2012). "Government intervention in Russian bourse: a case of financial contagion". *Journal of Financial Economic Policy*, 4(4): 320-339.

- Mamipur, S. & Sasanian Asl, Z., (2018). "Studying the Asymmetric Effects of Exchange Rate on the Return of Selective Industries in Tehran Stock Exchange". *Journal of Monetary and Financial Economics,* 25(16): 167-200, (In Persian).

- Meybodi, M., Miri, A. & Samadi Borujeni, R., (2015). "The need for government intervention in the regulation and supervision of financial markets*". Economic Journal,* 15 (7, 8): 43-58, (In Persian).

- Mishan, E. J., (1969). "Welfare Economics: An Assessment, Amsterdam and London: North Holland Publishing CompanyPigou". *The Economics of Welfare*, 4th ed. (London: Macmillan, 1938).

- Naderan, E., (2002). *The position of the government in liberal schools. A collection of articles on the role of the government in the economy*. Tehran: Research Institute of Islamic Culture and Thought, (In Persian).

-Rahimipoor, A., Mir, H. & Jalaee, S., (2020). "The effect of government size on yields and stock prices in the Tehran Stock Exchange". *Journal of Islamic Economics and Banking*, 9(3): 7-23, (In Persian).

- Shahbazi, K.; Rezaei, E. & Abbasi, A., (2013). "Monetary and Financial Policies and Stock Market Efficiency: Empirical Evidence in Iran". *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis.* 6 (20): 63-77, (In Persian).

- Shin, Y.; Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M., (2011). *Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework.* Mimeo

- Shleifer, A. & Robert, W. V., (1998). "The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures". (Cambridge, M.A.: Harvard University Press).

- Stigler, G. J., (1971). "The Theory of Economic Regulation". *The Bell Journal of Economics and Management Science,* 2 (1): 3–21.

- White, E., (2005). "The Evolution of Banking Regulation in Twentieth Century Colombia". *Mimeo*, Rutgers University, http://econweb.rutgers.edu/white./

- Yang, H. & Deng, P., (2021). "The Impact of COVID-19 and Government Intervention on Stock Markets of OECD Countries". *Asian Economics Letters*. 1(4): 1-6.

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

43

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 11, No. 43, Autumn (2022)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2019): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2017): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah Beik Mohammadi**
English editor: **Azar Sarmadijuo**
Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**

Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)
Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)
Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)
Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)
Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)
Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)
Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)
Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.*

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Applied Economics Studies, Iran

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

43

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 11 || No. 43 || Autumn 2022 ||

- **Investigating the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Inflation and Interest Rate Uncertainty and the Role Monetary and Fiscal Policy Credibility on it...**
  Shalyari, F., Armen, S. A., Salahmanesh, A. **9-37**

- **Asymmetric Effects of Housing Price on Iran Stock Market Participation...**
  Javaheri, B., Manochehri, S., Mozaffari, Z. **39-69**

- **Modeling Measuring the Effects of Microcredit on Social Welfare in Rural Areas (A Case Study of Barkat Foundation's Job Creation Projects)**
  Ghaffari, A., Pourfaraj, A., Gilak Hakimabadi M. T., Karimi, A. **71-98**

- **Providing a Framework for Allocating Public R&D Budget to the Universities Using Robust Optimization**
  Alizadeh, P., & Gholipour, M. **99-135**

- **Investigating the Relationship between Exchange Rate and Interest Rate in Iran's...**
  Kazemi M. A., Nademi, Y., Khochiani, R., Rezaei S. **137-172**

- **Estimation of Fiscal Illusion Index in Iranian Provinces: Approach of Multiple Indicators and Multiple Causes (MIMIC) Model**
  Motafakker Azad, M. A., Ashuri N., Karimi Takanluo, Z., Haghighat, J. **173-208**

- **Assessing the Socio-economic Consequences of Corona in Iran, from the Behavioral...**
  Mehranfard, A., Mozayani, A. H., Assari Arani, A., Agheli, L. **209-236**

- **Investigating the Effect of Government Interventions in the Iranian Capital Market: Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) Model**
  Khdaverdizadeh, M., Kalami, M., Ebrahimpoor, S., Khodaverdizadeh, S. **237-261**