Allameh Tabataba`i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of

ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal of the Economic Research Institute

Allameh Tabataba`i University

Volume 27, Issue 93, Winter 2023

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal Published by the
Economic Research Institute
Allameh Tabataba`i University

Volume 27, Issue 93, Winter 2023

Publisher: Allameh Tabataba`i University
Managing Director: Teimour Mohammadi
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Editor in Chief: Ali Asghar Banouei
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Associate Editor: Reza Taleblou
***Associate Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Executive Director: Somayeh Aghlami

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrami
***Associate* Professor,**
Allameh Tabataba`i University

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teimour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Abbas Valadkhani
Professor,
University of Swin Burne

All rights reserved for Allameh Tabataba`i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.
Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba`i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code:1513615411,Tel:(9821)88725400,88703261.Fax:(9821) 88703263.
Website: ijer.atu.ac.ir , Email: ijer@atu.ac.ir

Statement of Policy

The *Iranian Journal of Economic Research* is a scientific publication on diverse issues in Economics focusing on research and scholarly studies on the Iranian economy and related topics. We intend to provide a forum for members of the academic community in Iran and abroad who are Interested in the Iranian economy and research activities in the field of Applied studies for Iranian economy.
Manuscripts are subject to anonymous reviews. More information about the Journal can be found at ijer.atu.ac.ir

Scientific Advisers

- Behnooshsadat Aghayan
- Alaeddin Azoji
- Arian Daneshmand
- Mohammad Ghasemi Sheshdeh
- Ahmad Jafari Samimi
- Taha Hossein Movahedi
- Mir Hossein Mousavi
- Mohammad Nabi Shahiki Tash
- Ali Nasiri Aghdam
- Ali Safdari
- Hosein Tavakolian
- Reza Zamani

Scientific Editor: Teimour Mohammadi

Literary editor & Layout Designer: Mahboobeh Geraee

Contents:

Evaluating the Efficiency and Robustness of Beta and Stochastic Discount Factor Methods in Iranian Stock Market 7
Hossein Talakesh Naeini, Reza Taleblou, Teymor Mohammadi and Parisa Mohajeri

Political Economy of Budgeting System in Iran, with an Emphasis on Social Order Approach (1906-1925) 61
Hamid Reza Ghasemi, Ali Arabmazar Yazdi and Reza Zamani

Evaluation of Exchange Rate Regime's Effect on Real Exchange Rate Misalignment: An Application of Propensity Score Matching Approach .. 105
Seyed Hassan Malekhosseini, Seyed Komail Tayebi, Monireh Rafat and Mahdi Yazdani

The Contagion of Global Financial Crisis on Exchange Rate Volatility in Iran: Copula-GARCH Approach …..... 137
Fakhri Mirshojaee, Nasser Elahi and Mohsen Seyghali

Comparing Inflation Forecasting Models in Iran: New Evidences from ARDL-D-LSTM Model..... 177
Hamed Azizi Ganzagh, Ahmad Jafari Samimi, Zahra Mila Elmi and Amir Mansour Tehranchian

Bias in Wages and Time Preferences (An Application of Behavioral Economics)..... 209
Mohaddeseh Pouralimardan and Heshmatolah Asgari

Measuring Spatial Power Inequalities in Iran: Economic-Political Power Matrix..... 257
Abolfazl Shahmohammadi, Mohammad Ali Feizpour, Mehdi Hajamini and Mohammad Abedi Ardakani

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 7-59
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962

ATU PRESS

Original Research Received: 03/04/2021 Accepted: 17/01/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Evaluating the Efficiency and Robustness of Beta and Stochastic Discount Factor Methods in Iranian Stock Market

Hossein Talakesh Naeini — PhD, Financial Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Reza Taleblou* — Associate Professor, Financial Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Teymor Mohammadi — Professor, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Parisa Mohajeri — Associate Professor, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Abstract

Extensive applications of asset pricing in the fields of finance and economics lead to an increasing importance of this issue, which has attracted more attentions of researchers in theoretical and empirical aspects. Due to this issue, the main purpose of this paper is to compare two asset pricing methods i.e. “Beta” and “stochastic discount factor” in Iran Stock Exchange market. Using the monthly data of Tehran Stock Exchange index return and return of shares of the companies

- This article is extracted from PhD dissertation of Economics Faculty of Allameh Tabataba`i University

* Corresponding Author: taleblou.reza@gmail.com

How to Cite: Talakesh Naeini, H., Taleblou, R., Mohammadi, T., Mohajeri, P. (2023). Evaluating the Efficiency and Robustness of Beta and Stochastic Discount Factor Methods in Iranian Stock Market. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93),* 7-59.

listed in the stock exchange market of Iran during 1379(1) to 1398(6), we have formed 5*5 baskets-called 25 portfolios of Fama and French- to evaluate the efficiency and stability of one factor model (capital asset pricing model) and multi-factors model (Fama and French's 3 factors model) using Generalized Method of Moments (GMM) estimation method. The results show that the aforementioned methods are not completely superior to each other. In fact, for CAPM model, stochastic discount factor method is more efficient and less stable than Beta method and vice versa for Fama and French's 3 factors model.

1. Introduction

An asset-pricing model can conventionally be expressed as either a beta model or a stochastic discount factor (SDF) model. The SDF model shows that the value of a financial asset is determined by the expected value of the asset's payoff and the SDF. The beta model stipulates that the expected return of an asset is a linear function of the betas associated with each risk factor. The present article aimed to estimate and compare the beta and SDF models in terms of their robustness and efficiency. In this line, two research hypotheses were tested. The first hypothesis proposes that the SDF model is more efficient than traditional pricing models in estimating risk premiums. The second hypothesis states that the beta model is more robust than the SDF model. Concerning the asset pricing, most studies in Iran rely on the beta model. However, the present research not only tests the efficacy of the SDF model in the Iranian stock market but also takes the initiative to compare the beta and SDF models. Thus, the novelty of the research lies in the comparative approach as well as the application of the SDF model to the Iranian context. The main research question is, which model is more efficient and robust in the context of the Iranian stock market?

2. Materials and Methods

One of the most important asset pricing models is the Capital Asset Pricing Model (CAPM) developed by Sharpe (1964) and Lintner (1965), along with its extended versions by Fama and French (1992) and Carhart (1997). These models suggest that the excess return of a stock or portfolio is a linear function of systematic risk factors (Fabozzi et al., 2015).

The expected beta representation

Most empirical studies in finance frame their analysis using linear factor pricing models, which typically focus on the expected return-beta characteristics. These can be formulated as follows:

(1) $E(R^i) = \gamma + \beta_{i,a}\lambda_a + \beta_{i,b}\lambda_b + \cdots \quad , \ i = 1,2,\dots,N$

The beta β is defined as the regression coefficients of the returns on the risk factors:

(2) $R_t^i = \alpha_i + \beta_{i,a}f_t^a + \beta_{i,b}f_t^b + \cdots + \varepsilon_t^i, \qquad t = 1,2,\dots,T$

Since a regression can be performed for each security *i* over time, this equation is often referred to as a time-series regression. The risk factors in the equation are denoted by *F*, and conventional examples in this regard include consumption growth=F or market portfolio return=F. It should be noted that in this regression, the returns R_t^i are regressed on the factors F_t^i.

The SFD representation

Security prices are determined through discounting future cash flows. There are two main reasons for discounting future cash flows. First, future cash flows have a lower present value, and second, there is risk associated with future cash flows. If investors were risk-neutral, discounting would only be done due to the time value of money. The

price of an asset with the payoff of $\tilde{x}$ is calculated through $P = {E[\tilde{x}]}/{R_f}$, assuming that there is a risk-free asset with a return of R_F. This is called discounting at the risk-free rate. However, risk-averse investors discount due to both the time value of money and risk. An SDF summarizes both discounts in one expression. If x_i is the payoff of the asset i, P_i is its price, R_i is its return of ${x_i}/{p_i}$, the SDF of any random variable m is given by equation (3):

(3) $P_i = E[mx_i]$

The above definition has fundamental importance in asset pricing theory. The generalized method of moments (GMM) was used to extract beta and SDF models and their parameters.

3. Results and Discussion

The data used in this study consisted of monthly data on the return of the Tehran Stock Exchange index, the return of stocks of companies listed on the Tehran Stock Exchange, and the risk-free rate from April 2000 to September 2019 (a total of 234 months). The rolling window technique was used to investigate specification tests and various approximations. Considering statistical and computational limitations, three window lengths were selected for the CAPM: 114 months, 84 months, and 54 months. For the three-factor model, the selected window lengths were 54 months and 34 months.

This article relied on two models: the single-factor model known as the CAPM and the three-factor model proposed by Fama and French. The beta model was used to estimate the CAPM model using the GMM, and then the same model was estimated using the SDF model with the GMM. The objective was to compare the main parameters of the model in two different estimation methods. The Fama–French three-factor model includes three systematic risk factors: the market factor, the value factor, and the size factor. This model was also estimated through both the beta and SDF models.

The SDF model uses two specifications, with the trimmed mean (central) and without the trimmed mean (non-central), as well as two-stage estimators. Therefore, the variables include four risk premium parameters of the SDF ($\hat{\lambda}_1^A$ ،$\hat{\lambda}_2^A$ ،$\hat{\lambda}_1^B$ ،$\hat{\lambda}_2^B$) and four estimation errors (π_2^B، π_1^B،π_2^A،π_1^A). Accordingly, to compare the efficiency, the risk premium factor extracted in the beta model (δ) should be compared with the main parameter of the SDF model (λ). Also, to compare the robustness, the Jensen's alpha in the beta model (α) should be compared with the pricing error in the SDF model (π).

4. Conclusion

This study compared the efficiency and robustness of the above-mentioned model with that of the SDF model using the risk premium parameter and pricing error. The results showed that the SDF method is more efficient than the beta method for the CAPM. In the case of the Fama–French three-factor model, the results were estimated separately for each risk factor. Concerning the market factor, the beta method was found to be more efficient than the SDF method. As to the size factor, the first-stage estimators of the SDF method were more efficient than the beta method, while the second-stage estimators were less efficient than the beta method. With regard to the value factor, the beta method was found to be more efficient than the SDF method in all cases and both periods.

The results related to the relative standard errors of the pricing errors of the CAPM showed that the relative standard errors of the SDF method are more than the beta method, so the beta method is more robust than the SDF method. In the Fama–French three-factor model, the relative standard errors of the pricing errors of the SDF method are less than the relative standard errors of the pricing errors of the beta method. Therefore, it can be concluded that concerning the Fama–French three-factor model, the SDF method is more robust than the beta method.

According to the research results, neither the beta model nor the SDF model has absolute and complete superiority over each other. The beta model is more efficient than the SDF model in estimating risk premiums. However, the SDF model is more robust than the beta model and has less pricing error.

Keywords: Bata Method, Stochastic Discount Factors Method, Generalized Method of Moments, Efficiency, Stability.

JEL Classification: C15 ،C58 ،G12.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۷-۵۹

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.59966.962

ارزیابی کارایی و پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران

حسین طلاکش نایینی دکتری اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

رضا طالبلو * دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تیمور محمدی استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

پریسا مهاجری دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

کاربردهای گسترده مبحث قیمت‌گذاری دارایی‌ها در حوزه‌های مالی و اقتصاد موجب شده است که اهمیت این موضوع طی سال‌های اخیر افزایش یافته و ابعاد نظری و تجربی آن بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد. در این راستا هدف اصلی مقاله حاضر این است که مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را در قالب دو روش بتا (عاملی) و روش عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران مقایسه کند. بنابراین، با استفاده از داده‌های ماهانه بازدهی شاخص کل و بازدهی سهام شرکت‌های حاضر در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دوره (۱)۱۳۷۹ تا (۶)۱۳۹۸ و تشکیل سبدهای ۵*۵ موسوم به سبدهای ۲۵تایی فاما و فرنچ، کارایی و پایداری الگوهای مورد اشاره برای مدل‌های تک عاملی (مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای) و چند عاملی (مدل سه عاملی فاما و فرنچ) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (روش گشتاورهای تعمیم یافته) بررسی و مقایسه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد روش‌های فوق برتری کامل نسبت به یکدیگر ندارند. در واقع، در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، روش عامل تنزیل تصادفی، کارایی بیشتر و پایداری کمتری نسبت به روش بتا دارد و در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، روش بتا از کارایی بیشتر و پایداری کمتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی برخوردار است.

واژگان کلیدی: روش بتا، روش عامل تنزیل تصادفی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، کارایی، پایداری.

طبقه‌بندی JEL: C15، C58، G12.

- این مقاله برگرفته از رساله دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: taleblou.reza@gmail.com

۱. مقدمه

قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی از جمله مباحث مهم در اقتصاد مالی است. مبحث قیمت‌گذاری دارایی را در یک تقسیم‌بندی می‌توان در دو حوزه سنتی (کلاسیک) و رفتاری دسته‌بندی کرد. در تئوری مالی سنتی از تصمیم‌گیری افراد چشم‌پوشی و فرض می‌شود سرمایه‌گذاران افرادی عقلایی هستند. همچنین در مبحث مالی رفتاری فرض می‌شود که افراد تصمیمات متفاوتی اتخاذ می‌کنند. برخلاف نظریه‌های سنتی، مکتب مالی رفتاری فرض می‌کند که سرمایه‌گذاران عقلایی نیستند. برخی مدل‌های حوزه سنتی عبارتند از: مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1]، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی[2]، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[3]، مدل سه عاملی فاما و فرنچ[4]، مدل چهار عاملی کارهارت[5]، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ[6]، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ[7] و... . همچنین برخی مدل‌های حوزه رفتاری عبارتند از: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای پاداشی[8]، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای رفتاری[9]، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تعمیم‌یابنده[10] و... (Bodie, et al., 2009).

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به طور گسترده‌ای در تحلیل‌های تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند که علت آن نه تنها به دلیل فراوانی دسترسی به داده‌های آماری مالی است، بلکه این مدل‌ها می‌توانند به طور وسیعی در تحقیقات و فرآیندهای خلق تصمیم به‌کار گرفته شوند. علاوه بر این، محاسبات هزینه‌های سرمایه در تصمیمات سرمایه‌گذاری و اعمال کنترل که وظیفه‌ای تکرارشونده در حوزه‌هایی مانند ذی‌حسابی و مالیه شرکتی است، مستلزم به‌کارگیری مدل‌های قیمت‌گذاری است. همچنین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در تحلیل مقایسه‌ای موفقیت سرمایه‌گذاران مختلف یا ارزیابی عملکرد صندوق‌های

1. Capital Asset Pricing Model
2. Intertemporal Capital Asset Pricing Model
3. Consumption Capital Asset Pricing Model
4. Fama & French three Factor Model
5. Carhart four-Factor Model
6. Fama & French five Factor Model
7. Arbitrage Asset Pricing Theory
8. Rewarding Capital Assets Pricing Models
9. Behavioral Asset Pricing Model
10. Extrapolative Capital Asset Pricing Model

سرمایه‌گذاری نیز کاربرد دارند. بدین‌ترتیب عملکرد روش‌های نمایش مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها اهمیت می‌یابد، چراکه هر اندازه تکنیک انتخاب شده قادر باشد برآوردکننده‌هایی مناسب‌تر را ارائه دهد، محاسبات و نتایج آزمون‌های فرضیه قابل اعتمادتر خواهند بود. برای مثال، برای ارزیابی یک پروژه سرمایه‌گذاری، مدیران باید جریانات نقدی آینده پروژه را تنزیل[1] کنند. برای انجام این کار، مدیران نیاز به تصویری از جریانات نقدی و برآوردی از نرخ تنزیل دارند. بر این اساس اگر این برآورد به اندازه کافی صحیح نباشد، ارزیابی پروژه سرمایه‌گذاری قابل اتکا نخواهد بود (Garrett, et al., 2011).

هر اندازه مدل‌های بیان شده بتوانند برآوردهای دقیق‌تری ارائه دهند، نتایج و تصمیم‌گیری‌ها نیز دقیق‌تر خواهد بود. در اینجا استفاده از برآوردکننده‌های با دقت بالاتر اهمیت می‌یابد. هر نوع مدل قیمت‌گذاری دارایی به طور قراردادی می‌تواند از طریق الگوی بتا یا عامل تنزیل تصادفی به نمایش درآید. نمایش عامل تنزیل تصادفی، بیان می‌دارد که ارزش یک دارایی مالی برابر است با ارزش انتظاری حاصلضرب پرداختی دارایی مورد نظر و عامل تنزیل تصادفی است در حالی که براساس الگوی بتا، بازده انتظاری یک دارایی، تابعی خطی از بتاهای مربوط به هر عامل ریسک است. بلک و همکاران[2] (۱۹۷۲) و فاما و مک بث[3] (۱۹۷۳) از این رویکرد سنتی که به طور وسیعی در ادبیات مالی به‌کار گرفته شده است، حمایت کرده‌اند. اساسا مقایسه عملکرد فرآیندهای اقتصادسنجی مختلف در درون چهارچوب الگوی بتا[4] یا الگوی عامل تنزیل تصادفی (SDF)[5]، روندی عادی است. برای مثال، شانکن و ژو[6] (۲۰۰۷) عملکرد تجربی و خصوصیات نمونه محدود حداکثر راستنمایی[7]، فاما- مک بث و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[8] را برای مدل‌های قیمت‌گذاری بتا تحلیل کردند.

---

1. Discount
2. Black, F., et al.
3. Fama, E.F., & MacBeth, J.D.
4. Beta Method
5. Stochastic Discount Factor (SDF)
6. Shanken, J. & Zhou, G.
7. Maximum Likelihood Estimation
8. Generalized Method of Moment Estimation

درخصوص الگوی عامل تنزیل تصادفی، ناجل و سینگلتون[1] (۲۰۱۱) استفاده از محدودیت‌های گشتاوری شرطی در برآورد و ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را شناسایی کردند. سایر موارد مرتبط می‌توانند در آثار فرانس‌ورث و همکاران[2] (۲۰۰۲)، ولو و ژو[3] (۱۹۹۹)، کان و روبوتی[4] (۲۰۰۸ و ۲۰۰۹) و ... یافت شوند. به تازگی تلاش‌هایی جهت ارزیابی عملکرد نمونه‌های محدود رویکردهای بتا در برابر عامل تنزیل تصادفی وجود داشته است. در اولین تلاش جدی جهت ارزیابی نمونه‌های محدود الگوی بتا در برابر الگوی عامل تنزیل تصادفی، کان و ژو[5] (۱۹۹۹) با استفاده از مدل تک عاملی استاندارد شده نشان دادند که الگوی عامل تنزیل تصادفی کارایی بسیار کمتری نسبت به الگوی بتا دارد. جاناتان و وانگ[6] (۲۰۰۲) و کوکران[7] (۲۰۰۰ و ۲۰۰۵) این نتیجه‌گیری را با استفاده از مدل تک‌عاملی غیراستاندارد و بر مبنای فرض نرمال بودن مشترک برای بازدهی دارایی‌ها و عوامل به چالش کشیدند. آن‌ها نتیجه‌گیری کردند که برای برآورد صرف ریسک[8]، روش بتا و روش عامل تنزیل تصادفی[9] کارایی یکسانی دارند.

هر دو الگو به لحاظ نظری یکسان هستند، اما پارامترهای مورد نظر به طور کلی در این دو نمایش برابر نیستند؛ به ویژه اینکه الگوی بتا به نحوی فرمول‌بندی شده است که صرف ریسک عامل (δ) و آلفای جنسن (α) را تحلیل و ارزیابی کند. در مقابل، نمایش عامل تنزیل تصادفی بر آن است که پارامترهای وارد شده به عامل تنزیل تصادفی (λ) و خطاهای قیمت‌گذاری (π) را ارزیابی کند. جهت بررسی بیشتر این موضوع می‌توان به مطالعه فرسون و جاناتان[10] (۱۹۹۶) رجوع کرد.

مقاله حاضر با هدف برآورد الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی و مقایسه آن‌ها براساس پایداری و کارایی تدوین شده است. در این راستا، دو فرضیه آزمون خواهند شد؛ فرضیه

1. Nagel, S. & Singleton K.J.
2. Farnsworth, H., et al.
3. Velu, R. & Zhou, G.
4. Kan, R. &Robotti, C.
5. Kan, R. & Zhou, G.
6. Jagannathan, R., & Wang, Z.
7. Cochrane, J.H.
8. Risk Permium
9. Stochastic Discount Factor (SDF)
10. Ferson, W.E. & Jagannathan, R.

نخست بدین صورت مطرح می‌شود که «الگوی عامل تنزیل تصادفی دارای کارایی بیشتری نسبت به الگوهای سنتی قیمت‌گذاری در برآورد صرف ریسک است» و بر مبنای فرضیه دوم، «الگوی بتا نسبت به الگوی عامل تنزیل تصادفی دارای پایداری بیشتری است».

قریب به اتفاق مطالعات داخلی صورت گرفته در حوزه قیمت‌گذاری دارایی برمبنای الگوی بتا است. در این مقاله ضمن آزمون الگوی عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران برای اولین مرتبه دو الگوی بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران مورد مقایسه قرار می‌گیرند. بنابراین، جنبه نوآوری این مقاله آن است که علاوه بر استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی، این دو روش با یکدیگر مورد مقایسه قرار می‌گیرند. بر این اساس پرسش اصلی این پژوهش آن است که کارایی و پایداری کدام‌یک از الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی از یکدیگر بیشتر است؟

در راستای اهداف برشمرده، مقاله حاضر در شش بخش سازماندهی شده است؛ پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری مقایسه کارایی و پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی ارائه می‌شود. بخش سوم به پیشینه تجربی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم، متغیرهای مدل معرفی می‌شود و نحوه برآورد الگوها از طریق روش گشتاورهای تعمیم یافته توضیح داده می‌شود. نتایج برآورد الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی، محور اصلی مباحث بخش پنجم از مقاله را تشکیل می‌دهد. در پایان، جمع‌بندی از مهم‌ترین یافته‌های مقاله ارائه می‌شود.

۲. پیشینه نظری

پس از ارائه نخستین آزمون تجربی قیمت‌گذاری دارایی به وسیله داگلاس[1] در سال ۱۹۶۷، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی متعددی توسط پژوهشگران مطرح شد که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای توسط شارپ[2] (۱۹۶۴) و لینتنر[3] (۱۹۶۵) و مدل‌های گسترش‌یافته آن به وسیله فاما و فرنچ[4] (۱۹۹۲) و کارهارت[5] (۱۹۹۷) اشاره کرد.

1. Douglas, G.W.
2. Sharpe, W.F
3. Lintner, J.
4. Fama, E.F. & French, K.R.
5. Carhart, M.M.

این مدل‌ها تصریح می‌کنند که مازاد بازده یک سهم یا سبد، تابع خطی از عوامل ریسک سیستماتیک است (فابوزی و همکاران[1]، ۱۳۹۴).

در مدل کارهارت، عوامل ریسک سیستماتیک شامل مازاد بازده بازار و طیفی از سایر عوامل ریسک تجربی شامل صرفه اندازه، صرفه ارزش (Fama & French, 1993) و صرفه عامل شتاب (Carhart, 1997) است. هو و همکاران[2] (۲۰۱۵) و فاما و فرنچ (۲۰۱۵) دو عامل ریسک اساسی دیگر (سودآوری و الگوهای سرمایه‌گذاری) را در مدل قیمت‌گذاری دارایی تجربی لحاظ کردند. کوکران برای نخستین بار، عوامل مورد اشاره را در سال‌های ۱۹۹۱ و ۱۹۹۶ معرفی کرد که در آن بازده انتظاری سهام رابطه مثبت با سودآوری مورد انتظار تنزیل شده و رابطه معکوس با نسبت سرمایه‌گذاری به دارایی شرکت دارد.

همانطور که در مقدمه نیز اشاره شد هر نوع مدل قیمت‌گذاری دارایی به طور قراردادی می‌تواند از طریق الگوی بتا یا عامل تنزیل تصادفی به نمایش درآید؛ بنابراین، در ادامه، مبانی نظری این دو الگو ارائه می‌شوند.

۲-۱. نمایش بتای انتظاری

اغلب مطالعات تجربی در حوزه مالی در قالب ویژگی‌های نمایش بازدهی- بتای انتظاری مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی خطی قرار دارند و به شکل رابطه (۱) هستند.

$$E(R^i) = \gamma + \beta_{i,a}\lambda_a + \beta_{i,b}\lambda_b + \cdots \quad , i = 1,2,\dots,N \qquad (۱)$$

عبارت‌های β به عنوان ضرایب رگرسیون بازدهی‌ها روی عوامل ریسک تعریف می‌شوند (رابطه (۲)):

$$R_t^i = \alpha_i + \beta_{i,a} f_t^a + \beta_{i,b} f_t^b + \cdots + \varepsilon_t^i, \quad t = 1,2,\dots,T \qquad (۲)$$

1. Fabozzi, F.J., et al.
2. Hou, K., et al.

از آنجایی که یک رگرسیون برای هر ورقه بهادار i طی زمان قابل اجرا است، این معادله اغلب به عنوان «رگرسیون سری زمانی» نامیده می‌شود. «عوامل ریسک» در معادله با F نشان داده می‌شوند. مثال‌های متعارف در این زمینه عبارتند از: رشد مصرف =F، یا بازدهی پورتفولیوی بازار=F. یادآوری می‌شود که در این رگرسیون بازدهی‌ها R_t^i روی عوامل F_t^i اجرا می‌شوند. این رگرسیون درخصوص پیش‌بینی بازدهی‌ها براساس متغیرهایی که در گذشته مشاهده شده‌اند، نیست. هدف از آن اندازه‌گیری روابط همزمان متغیرها است؛ اینکه بازدهی‌ها در «زمان‌های خوب» یا «زمان‌های بد» به چه اندازه بالا هستند به وسیله عوامل اندازه‌گیری می‌شود.

نکته رابطه (۱) آن است که تغییرات در بازدهی‌های میانگین را در میان دارایی‌ها توضیح می‌دهد. در رابطه (۱) عبارت $i = 1 , 2 , \dots , N$ نوشته شده است تا بر این موضوع تاکید کند. براساس این مدل، دارایی‌های با بتاهای بالاتر باید بازدهی‌های متوسط بالاتری به دست آورند. بنابراین، بتاها در رابطه (۱) متغیرهای توضیحی (x) هستند که از یک دارایی به دارایی دیگر تغییر می‌کنند. γ و λ عرض از مبدا و شیب در این رابطه مقطعی هستند. به عنوان مثال، رابطه (۱) بیان می‌دارد که اگر بازدهی‌های مورد انتظار را در برابر بتاها در مدل یک عاملی ترسیم کنیم باید انتظار داشته باشیم تمامی جفت‌های $\left(E\left(R^i\right), \beta_i\right)$ روی یک خط مستقیم با شیب λ و عرض از مبدأ γ قرار گیرند.

$\beta_{i,a}$ به عنوان افشای ریسک‌های دارایی i نسبت به عامل a تفسیر می‌شود و λ_a به عنوان قیمت چنین ریسکی تفسیر می‌شود. مدل قیمت‌گذاری بتا را می‌توان این چنین بیان کرد: «برای هر واحد از نسبت β به عامل ریسک a باید برای سرمایه‌گذاران، صرف بازدهی انتظاری برابر λ_a فراهم شود» (Cochrane, 2005).

۲-۲. نمایش عامل تنزیل تصادفی

قیمت‌های اوراق بهادار از طریق تنزیل پرداختی‌های آتی تعیین می‌شوند. دو دلیل اصلی برای تنزیل کردن پرداخت‌های آتی وجود دارد؛ اول، وجوه نقد آتی، ارزش کمتری نسبت به وجوه نقد در زمان حاضر دارند و دوم در جریان وجوه نقد آتی، ریسک وجود دارد. اگر سرمایه‌گذاران دارای ریسک خنثی بودند، تنزیل تنها به دلیل ارزش زمانی پول انجام

می‌شد. قیمت یک دارایی با پرداختی $\tilde{x}$ از طریق $P = {E[\tilde{x}]}/{R_f}$ محاسبه می‌شود با فرض اینکه یک دارایی بدون ریسک با بازدهی R_F وجود دارد. این عبارت را «تنزیل کردن در نرخ بدون ریسک» می‌نامند. با این حال، سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز به دلیل هر دو عامل ارزش زمانی پول و ریسک، تنزیل را انجام می‌دهند. یک عامل تنزیل تصادفی هر دو تنزیل را در یک عبارت خلاصه می‌کند.

اگر x_i پرداختی دارایی i، p_i قیمت آن دارایی و R_i بازدهی آن ${x_i}/{p_i}$ باشد، عامل تنزیل تصادفی هر متغیر تصادفی m را به صورت رابطه (۳) نشان می‌دهد.

$$P_i = E[mx_i] \qquad (۳)$$

تعریف فوق، اهمیت اساسی در نظریه قیمت‌گذاری دارایی دارد. تئوری قیمت‌گذاری دارایی با توضیح صرف ریسک دارایی‌های مختلف پیوند خورده است. همچنین تئوری قیمت‌گذاری دارایی در خصوص عوامل تنزیل تصادفی نیز مباحثی مطرح می‌کند.

درک این موضوع که هر دو شرایط فوق سازگار هستند، مهم است. از این واقعیت که کوواریانس هر دو متغیر تصادفی برابر است با انتظارات (امید ریاضی) حاصل‌ضرب آن‌ها منهای حاصل‌ضرب انتظارات آن‌ها، استفاده می‌شود تا رابطه (۳) به صورت رابطه (۴) نوشته شود.

$$1 = cov(m, R) + E[m]E[R] \qquad (۴)$$

فرض کنید یک دارایی بدون ریسک وجود دارد. پس رابطه (۳) با $R = R_F$ دلالت دارد بر $E[m] = 1/R_F$. با جایگزینی این رابطه در رابطه (۴) و مرتب‌سازی آن، رابطه (۵) برای صرف ریسک هر دارایی یا پورتفولیو با بازدهی R به دست می‌آید.

$$E[R] - R_F = -R_F Cov(m, R) \qquad (۵)$$

رابطه (۵) نشان می‌دهد که صرف ریسک به وسیله کوواریانس با هر عامل تنزیل تصادفی تعیین می‌شود. یک تئوری قیمت‌گذاری دارایی، تئوری است که شکل خاصی

برای m تعیین می‌کند؛ از این رو، رابطه (۵) دلالت بر تعیین صرف ریسک‌ها به وسیله کوواریانس‌ها با مجموعه‌ای از متغیرها دارد (Back, K.E., 2017).

۲-۳. معادل بودن نمایش بتا و عامل تنزیل تصادفی

بحث اصلی در این زمینه آن است که هر دو نمایش بتا و عامل تنزیل معادل هستند. روابط (۶)، (۷) و (۸) به‌طور خلاصه روشی را که یکی از این دو نمایش می‌تواند به دیگری تبدیل شود، نشان می‌دهد. یک عامل تنزیل و یا یک متغیر مرجع برای بتا (که در سمت راست معادله رگرسیون قرار گرفته و بتا از آن استخراج می‌شود) هر دو اطلاعات یکسانی به همراه دارند و با داشتن یکی از آن‌ها، می‌توان دیگری را استخراج کرد (رابطه (۱۶)):

$$p = E\,(mx) \Longrightarrow \beta \qquad (۶)$$

با داشتن m از طریق رابطه (۶)، هر یک از متغیرهای m , x* , R* می‌توانند به عنوان متغیرهای مرجع برای بتا استفاده شوند (رابطه (۷)).

$$B \Longrightarrow p = E(mx) \qquad (۷)$$

اگر مدل بازدهی – بتا انتظاری را با عوامل ریسک F داشته باشیم، از این رو، m = b'F و می‌توان به عبارت p = E (mx) دست یافت (رابطه (۸)).

$$E\left(R^i\right) = \gamma + \beta_i\lambda \quad \begin{matrix} \swarrow\ F = m, x^*, R^*\ \searrow \\ \\ \searrow\quad m = b'f\quad \nearrow \end{matrix} \quad p = E(mx) \qquad (۸)$$

در بخش‌های بعدی مکانیسم‌های تبدیل از یک نمایش به نمایش دیگر با جزئیات، مورد بحث واقع می‌شود. راس (۱۹۷۸) و دایویج و اینگرسول[1] (۱۹۸۲) ارتباط میان عوامل تنزیل خطی و قیمت‌گذاری بتا را یادآور شدند (Cochrane, 2005).

1. Dybvig, P.H. & Ingersoll, J.E.

۲-۳-۱. از عوامل تنزیل به نمایش بتا

تمامی متغیرهای m , *x و*R می‌توانند عامل انفرادی در یک نمایش بتای تک عاملی باشند.

نمایش بتا با استفاده از m (رابطه (۹)):

$$P = E(mx) \Longrightarrow E(R^i) = \gamma + \beta_{i,m}\lambda_m \qquad (۹)$$

$$1 = E(mR^i) = E(m)E(R^i) + cov(m, R^i)$$

بنابراین (رابطه (۱۰)):

$$E(R^i) = \frac{1}{E(m)} - \frac{cov(m, R^i)}{E(m)} \qquad (۱۰)$$

با ضرب و تقسیم عبارت var (m) و تعریف $\gamma \equiv {}^{1}/_{E(m)}$ رابطه (۱۱) را خواهیم داشت:

$$E(R^i) = \gamma + \left(\frac{cov(m, R^i)}{var(m)}\right)\left(-\frac{var(m)}{E(m)}\right) = \gamma + \beta_{i,m}\lambda_m \qquad (۱۱)$$

بنابراین، یک نمایش بتا تک عاملی به دست می‌آید. برای مثال، می‌توان مدل بر پایه مصرف را مطرح کرد: میانگین بازدهی‌های دارایی باید در رگرسیونی از بتاهای بازدهی‌های دارایی روی $\left({}^{C_{t+1}}/_{C_t}\right)^{-\gamma}$ به صورت خطی باشد. علاوه بر این، شیب این رابطه مقطعی λ_m باید با نسبت واریانس به میانگین عبارت $\left({}^{C_{t+1}}/_{C_t}\right)^{-\gamma}$ برابر باشد.

صرف ریسک عامل λ_m برای رشد مطلوبیت نهایی منفی است. بازدهی‌های انتظاری مثبت با «همبستگی مثبت با رشد مصرف» و همچنین با «همبستگی منفی با رشد مطلوبیت نهایی و m. همراه است. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود $\lambda_m < 0$ (Cochrane, 2005).

۳. مروری بر مطالعات تجربی پیشین

بررسی‌ها حاکی از آن است که با وجود مطالعات خارجی، تاکنون مطالعه‌ای در داخل با تمرکز بر مقایسه الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی انجام نشده است. پژوهش‌های داخلی متعددی درخصوص مقایسه انواع مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی انجام شده است. در این پژوهش‌ها انواع مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی اعم از کلاسیک و رفتاری، تک عاملی و چندعاملی، مدل‌های مبتنی بر مصرف و مدلهای عاملی و... مقایسه می‌شوند.

رمضانی و کامرانی (۱۳۹۵) در پژوهشی با نام بررسی تاثیر عامل شتاب بر قابلیت توضیح‌دهندگی مدل پنج عاملی در تبیین بازده سهام با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ نتیجه‌گیری کردند که افزودن عامل شتاب به مدل پنج عاملی توان توضیحی مدل را افزایش نمی‌دهد، اما مدل پنج عاملی فاما – فرنچ نسبت به مدل پنج عاملی و شتاب، درصد بیشتری از پراکندگی بازده سبد سهام را توضیح می‌دهد. این یافته‌ها حاکی از برتری اعتبار تجربی مدل پنج عاملی در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام است.

در پژوهش مجتهدزاده و رباط‌میلی (۱۳۸۶) با نام مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران، این نتیجه حاصل شده است که مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده در کوتاه مدت بهتر از بلند مدت عمل می‌کند.

در پژوهش دیگری با نام مقایسه توان تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدیدنظر شده با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار توسط امیرحسینی و خسروبانی (۱۳۸۸)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدیدنظر شده توانایی بیشتری در تبیین و پیش‌بینی بازده مورد انتظار با رویکرد بازده واقعی داراست.

رستمیان و جوانبخت (۱۳۸۹) در پژوهشی با نام مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[1] در بورس اوراق بهادار تهران، نتیجه‌گیری کردند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس بهادار اوراق تهران از کارایی بالاتری برخوردار است.

1. Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM)

در پژوهش دیگری تحت عنوان مقایسه بین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سه عاملی فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی بازار سهام ایران توسط بدری و همکاران (۱۳۸۹)، این نتیجه حاصل شده است که مدل سه عاملی فاما و فرنچ دارای توان بالاتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در تبیین تغییرات بازده پرتفوی سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. مدل‌های یک متغیره و سه متغیره شبکه عصبی عملکرد بهتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین بازدهی دارند.

بزرگ اصل و مسجدموسوی (۱۳۹۷) در پژوهش خود با نام مقایسه توان توضیحی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با تاکید بر چرخه زندگی شرکت، بیان کردند تفاوتی میان محتوای اطلاعاتی دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در دسته شرکت‌های رشدی، بالغ و در حال افول وجود ندارد.

در پژوهشی با نام مقایسه مدل شش عاملی با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در تبیین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار توسط رمضانی و کامرانی (۱۳۹۶)، توان تبیین بازده سهام توسط مدل پنج عاملی بیش از مدل شش عاملی و چهار عاملی کارهارت عنوان شده است.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با نام مقایسه تطبیقی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران (رویکرد رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث)، دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی و مدل قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با لحاظ ریسک نقدشوندگی را با یکدیگر مقایسه کردند. نتایج نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی، بازدهی مورد انتظار مقطعی سهام را بهتر توضیح می‌دهد. همچنین خطای قیمت‌گذاری در مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی کمتر مشاهده می‌شود.

درخصوص مطالعات خارجی بر آن دسته از مقالات خارجی تمرکز می‌شود که مقایسه دو الگوی بتا و عامل تنزیل تصادفی را مبنای مطالعه خود قرار داده‌اند.

جاناتان و وانگ[1] (۲۰۰۲) کارایی روش عامل تنزیل تصادفی را در برابر روش بتا آزمون کردند. داده‌های در نظر گرفته شده بازدهی ماهانه سهام معامله شده شاخص‌های NYSE، AMEX و NASDAQ و اوراق قرضه دولتی یک ماهه خزانه از CRSP طی سال‌های ۱۹۲۶ تا پایان سال ۱۹۹۸ هستند. دوره‌های زمانی در نظر گرفته شده برای آزمون‌ها عبارتند از: ۶۰، ۱۲۰، ۳۶۰ و ۶۰۰ ماه. آن‌ها بررسی کردند که آیا عمومیت ساختار عامل تنزیل تصادفی منجر به ایجاد هزینه برای کارایی در برآورد صرف ریسک می‌شود؟ با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی، آنان نشان دادند که با افزودن قیود گشتاوری مربوط به عوامل ریسک به روش عامل تنزیل تصادفی، دقت مجانبی یکسانی در برآورد صرف ریسک در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی خطی در روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی وجود دارد. همچنین شبیه‌سازی مونت کارلو[2] نشان می‌دهد که این دو روش دقت یکسانی حتی در نمونه‌های کوچک دارند.

کان و ژو[3] (۲۰۰۲) با استفاده از برآورد گشتاورهای نمونه‌ای از سبدهای ۱۰تایی که براساس اندازه مرتب شده‌اند و سبدهای بازار از شاخص‌های NYSE، AMEX و NASDAQ که براساس ارزش وزن‌دهی شده است به مقایسه دو الگوی بتا و روش عامل تنزیل تصادفی پرداختند. آن‌ها نشان دادند که با کنار گذاشتن فرض نرمال بودن، واریانس برآورد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[4] از پارامتر عامل تنزیل تصادفی، حساسیت بالایی نسبت به کشیدگی و چولگی عامل ریسک دارد در حالی که واریانس برآورد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از صرف ریسک این‌گونه نیست. آن‌ها همچنین نشان دادند که استنباط درباره پارامتر عامل تنزیل تصادفی، حساسیت بالایی نسبت به چولگی و کشیدگی عوامل دارد در حالی که استنباط در مورد پارامتر صرف ریسک به این صورت نیست. بنابراین، نتیجه گرفتند زمانی که میانگین و واریانس عامل مشخص نباشد، استنباط در مورد پارامتر عامل تنزیل تصادفی اطمینان کمتری نسبت به استنباط برمبنای پارامتر صرف ریسک خواهد داشت. همچنین با میانگین و واریانس ثابت برای عامل ریسک در هر دو روش بتا

1. Jagannathan, R. & Wang, Z.
2. Monte Carlo Simulation
3. Kan, R. & Zhou, G.
4. Generalized Method of Moment Estimation (GMM)

و عامل تنزیل تصادفی، استنباط در مورد عامل صرف ریسک در روش بتا، می‌تواند برتری محسوسی بر استنباط در مورد همین عامل در روش عامل تنزیل تصادفی داشته باشد.

لوزانو و رابیو[1] (۲۰۱۱) در مطالعه خود ضمن مقایسه روش‌های برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری، مدل‌های یک عاملی و چندعاملی را نیز در روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی مقایسه کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های کتابخانه کنت و فرنچ طی بازه زمانی ژانویه ۱۹۲۷ تا دسامبر ۲۰۰۵، ۶ نوع پورتفولیو را تشکیل دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد برآوردگرهای مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته برای مدل عامل تنزیل تصادفی، خطای قیمت‌گذاری کمتری نسبت به برآوردگر حداقل مربعات معمولی برای تمامی پورتفولیوهای مورد آزمون و تمامی دوره‌های زمانی در نظر گرفته شده دارند. همچنین نتایج حاکی از آن است که حتی در چهارچوب نمونه‌های محدود، تفاوتی میان روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی در مورد ویژگی‌های پارامتر اصلی آن‌ها در یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای وجود ندارد. رهیافت اصلی این تحقیق، تعمیم مقایسه به تصریح سه عاملی فاما و فرنچ است. در این زمینه، پارامتر مدنظر در روش بتا، ویژگی‌های بهتری نسبت به پارامتر روش عامل تنزیل تصادفی در مدل‌های چندعاملی و در میان تمامی پورتفولیوهای مورد آزمون و تمامی دوره‌های نمونه دارد.

گاست و زیمرمن[2] (۲۰۱۴) در تحقیقی، عملکرد دو روش را به‌طور سنتی از طریق آلفای جنسن صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مقایسه کردند. آنان بر این باورند که آلفای استاندارد به لحاظ نظری از چندین محدودیت رنج می‌برد، اما با استفاده ازعامل تنزیل تصادفی از این نقایص می‌توان اجتناب کرد. برای آزمون تجربی این ادعا، داده‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک کشور سوئیس طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ استفاده شده است و نتایج نشان می‌دهند که کلید اصلی برای مقایسه‌ای منصفانه میان عامل تنزیل تصادفی (عامل تنزیل تصادفی) و مدل‌های بتا، مشخص کردن مجموعه‌ای از دارایی‌های اولیه است که جهت کالیبره کردن تابع عامل تنزیل تصادفی استفاده می‌شوند. هنگامی‌که این کار انجام می‌شود، تفاوت‌های عملکرد میان دو روش به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش

1. Lozano, M. & Rubio, G.
2. Gusset, J. & Zimmermann, G.

می‌یابد. با این حال، اگر اطلاعات شرطی در آزمون‌ها به‌کار گرفته شود، انحرافات عملکرد قابل ملاحظه‌ای در میان صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک وجود دارند به نحوی که به ۲/۳ درصد در سال می‌رسند. در اغلب موارد آلفاهای الگوی عامل تنزیل تصادفی از آلفاهای جنسن استاندارد پایین‌تر هستند.

پناراندا و سنتانا[1] (۲۰۱۵) به ارزیابی تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی خطی از طریق رویکردهای رگرسیون و عامل تنزیل تصادفی با گشتاورهای غیرمرکزی یا مرکزی و نرمال‌سازی‌های متقارن یا غیرمتقارن پرداختند. بر این اساس تعداد زیادی فرآیندهای مختلف وجود دارند که منجر به نتایج تجربی متفاوتی می‌شوند و ممکن است برخی تضادها درخصوص اینکه کدام رویکرد صحیح‌تر است، ایجاد شود. مدل‌های قیمت‌گذاری خطی در نظر گرفته شده عبارتند از: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌گذاری (مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای) و نسخه‌های خطی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌گذاری بر پایه مصرف. در این تحقیق از داده‌های مربوط به ۸ پورتفولیو از واحدهای پولی که براساس نرخ‌های بهره اسمی‌شان در برابر دلار آمریکا، مرتب شده‌اند و طبق آن، بازدهی‌های مازاد سالانه بر سرمایه‌گذاری‌های اوراق قرضه سالانه در بازه زمانی ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۲ ایجاد می‌شوند، استفاده می‌شود. در این قالب، آن‌ها نشان دادند که اگر روش‌های یک مرحله‌ای مانند برآوردگر روش گشتاورهای تعمیم یافته به طور پیوسته به روز شده[2] به جای روش گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای استاندارد به‌کار گرفته شوند، تمامی فرآیندها، برآوردهای مشابهی از قیمت‌های ریسک، خطاهای قیمت‌گذاری و آزمون‌های قیود شناسایی بیش از حد، بدون ملاحظه اعتبار مدل و بدون توجه به تعداد پرداختی‌های دارایی و حجم نمونه، برآوردهای یکسانی دارند. نتایج فوق برای تمامی عوامل ریسک قابل معامله و غیرقابل معامله برقرار هستند. بنابراین یک فرآیند روش گشتاورهای تعمیم یافته بهینه انفرادی برای ارزیابی تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی وجود دارد.

ممانی[3] (۲۰۲۰) در پژوهشی با نام آزمون‌های مقطعی و عامل تنزیل تصادفی/ روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مدل‌های عاملی خطی به مقایسه خطاهای استاندارد، آماره t و آماره

1. Peñaranda, F. & Sentana, E.
2. CU-GMM (Continuously updated GMM estimator)
3. Momani, M.

کای دو خطاهای قیمت‌گذاری دو روش های بتا و عامل تنزیل تصادفی برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌پردازد. در این مطالعه از پورتفولیوهای ۱۰تایی مرتب شده براساس اندازه و داده‌های مربوط به شاخص‌های سهام NYSE، AMEX و NASDAQ طی سال‌های ۱۹۲۶ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است. همچنین تکنیک‌های اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای روش بتا و تصریحات مرحله اول و دوم روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای روش عامل تنزیل تصادفی به‌کار گرفته شده است. بر این اساس، نتایج نشان می‌دهند خطاهای استاندارد تخمین و آماره t در روش عامل تنزیل تصادفی بسیار مشابه روش بتا هستند و آماره کای دو نیز در اغلب موارد یکسان هستند. وی سپس نتیجه‌گیری کرده است که چهارچوب مطالعه کوکران (۲۰۰۵) برای مدل تک عاملی، قابل تعمیم به مدل سه عاملی فاما و فرنچ است.

٤. معرفی متغیرها و روش‌های برآورد الگوها

٤-١. معرفی متغیرها

داده‌های استفاده شده، داده‌های ماهانه مربوط به بازدهی شاخص کل و بازدهی سهام شرکت‌های حاضر در بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا شهریورماه ۱۳۹۸ (۲۳۴ ماه) است. این داده‌ها از طریق نرم‌افزار راه‌آورد نوین و سایت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده‌اند. همچنین داده‌های مربوط به نرخ بدون ریسک از وب‌سایت بانک مرکزی استخراج شده است. پس از آن برای ایجاد سبدهای ۲۵تایی موسوم به سبدهای فاما و فرنچ، داده‌های ماهانه بازدهی شرکت‌ها در ۵ بخش براساس اندازه مرتب شده و سپس هر یک از این بخش‌ها به ۵ قسمت براساس ارزش دفتری به بازار مرتب می‌شوند. پس از این تقسیم‌بندی، سبدهای ۵*۵ یا ۲۵تایی به دست می‌آیند. بر این اساس متغیرهای استفاده شده جهت مقایسه الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی نحوه اندازه‌گیری آن‌ها به شرح زیر هستند:

- بازدهی ماهانه سبدهای ۲۵تایی: ابتدا سبدهای ۲۵تایی موسوم به فاما و فرنچ تشکیل شده و سپس بازدهی هر یک از این سبدها در هر یک از ۲۳۴ ماه از طریق میانگین‌گیری با وزن‌دهی براساس ارزش بازار، محاسبه می‌شوند.

- نرخ سود سپرده (R_f): با توجه به اینکه نرخ سود بانکی به صورت سالانه است و سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به صورت ماهانه در نظر گرفته شده‌اند برای همگن‌سازی داده‌ها و دستیابی به نتایج قابل اتکا، نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری سالانه بانکی به نرخ‌های سود ماهیانه تبدیل و استفاده شده‌اند.
- R_m: بازده کل شاخص بورس اوراق بهادار است و از تغییرات قیمت و بازده نقدی پرداختی متاثر می‌شود[1].

بازده سهام در این مقاله از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$\text{بازده سهم} = \frac{\text{مزایای سهام جایزه} + \text{مزایای حق تقدم} + (\text{تفاوت قیمت سهم در اول و آخر سال مالی}) + \text{سود نقدی ناخالص هر سهم}}{\text{آخرین قیمت سهم در آخر سال مالی}}$$

- مازاد بازدهی: تفاوت بازدهی ماهانه سبدها و نرخ بدون ریسک ماهانه است.
- عامل بازار ($R_m - R_f$): مازاد بازده شاخص بازار است و از تفاوت بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک به دست می‌آید.
- عامل اندازه (SMB): صرف اندازه است که از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک (به لحاظ اندازه) و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ محاسبه می‌شود.
- عامل ارزش (HML): صرف ارزش است و از تفاوت میان میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با ارزش دفتری به بازار بالا و ارزش دفتری به بازار پایین محاسبه می‌شود.

جهت پی بردن به ویژگی‌های آزمون‌ها و تقریب‌های مختلف از تکنیک پنجره غلتان استفاده شده است. بر این اساس با توجه به محدودیت‌های آماری و محاسباتی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه طول پنجره از داده‌های نمونه انتخاب می‌شوند. این

---

۱. این شاخص، تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را دربردارد و شیوه وزن‌دهی و محاسبه آن همانند شاخص کل قیمت (TEPIX) است و تنها تفاوت میان آن دو در شیوه تعدیل آن‌ها است. شاخص قیمت و بازده نقدی بورس تهران با استفاده از فرمول $TEDPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{it}Q_{it}}{RD_t} \times 100$ محاسبه می‌شود که در آن، p_{it} قیمت شرکت iام در زمان t، Q_{it} تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان t RD_tپایهٔ شاخص قیمت و بازده نقدی در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\sum P_{i0}Q_{i0}$ بوده است.

طول دوره‌ها عبارتند از ۱۱۴، ۸۴ و ۵۴ ماه. همچنین برای مدل سه عاملی، طول پنجره‌های انتخاب شده عبارتند از: ۵۴ و ۳۴ ماه.

٤-۲. روش گشتاورهای تعمیم یافته

فرآیند روش گشتاورهای تعمیم یافته می‌تواند جهت به‌کارگیری مجموعه‌ای از تمرین‌های تخمین و آزمون استفاده شود. پارامترهای $\hat{b}$ برآوردگر ترکیب خطی میانگین‌های نمونه F برابر صفر تعیین می‌شوند (رابطه (۱۲)):

$$\hat{b}: set a_T a_T(\hat{b}) = 0 \qquad (۱۲)$$

به نحوی که (رابطه (۱۳)):

$$q_T(b) \equiv \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} F(x_t, b) \qquad (۱۳)$$

در رابطه (۱۲)، a_T ماتریسی است که مشخص می‌کند کدام ترکیب خطی از $a_T(b)$ برابر صفر تعیین خواهد شد. این تخمین روش گشتاورهای تعمیم یافته را توضیح می‌دهد.

اگر تعداد زیادی گشتاور به اندازه پارامترها وجود داشته باشند، می‌توان هر گشتاور را برابر صفر تعیین کرد؛ هنگامی‌که پارامترهای کمتری نسبت به گشتاورها وجود دارند، رابطه (۱۲) این موضوع را منعکس می‌کند که برخی گشتاورها جهت تخمین پارامترها برابر صفر قرار داده می‌شوند.

هر گاه b به وسیله رابطه $\text{mig}_T(b)' W g_T(b)$ تخمین زده شود، شرایط مرتبه اول عبارتند از (رابطه (۱۴)):

$$\frac{\partial g'_T}{\partial b} W g_T(b) = 0 \qquad (۱۴)$$

که به با توجه به رابطه (۱۲) به صورت $a_T = {\partial g'_T}/{\partial bW}$ است. فرآیند عادی روش گشتاورهای تعمیم یافته اجازه می‌دهد تا ترکیبات خطی تصادفی از گشتاورها برای تخمین پارامتر برابر صفر تعیین شود.

٤-٣. استخراج الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی

٤-٣-١. استخراج الگوی بتا و پارامترهای آن با استفاده از تکنیک روش گشتاورهای تعمیم یافته

براساس مطالعه جاناتان و وانگ (۲۰۰۲)، r_t به عنوان برداری از بازدهی‌های N سهم مازاد بر نرخ بدون ریسک و f_t به عنوان بردار عوامل ریسک فراگیر در کل اقتصاد طی دوره t در نظر گرفته می‌شوند. ماتریس میانگین و کوواریانس عوامل به ترتیب به وسیله μ و Ω نشان داده می‌شوند به نحوی که $\mu = E[f_t]$. بنابراین مدل قیمت‌گذاری خطی استاندارد به شکل بتا به وسیله رابطه (۱۵) بیان می‌شود که در آن δ بردار صرف ریسک عوامل و β ماتریس وزن‌های عوامل است که حساسیت بازدهی دارایی‌ها را نسبت به عوامل ریسک اندازه‌گیری می‌کند و به صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود.

$$E[r_t] = \delta\beta \qquad (۱۵)$$

$$\beta_{N\times K} = E[r_t(f_t - \mu)']\Omega^{-1} \qquad (۱۶)$$

به طور معادل، می‌توان β را به عنوان یک پارامتر در رگرسیون سری زمانی به صورت رابطه (۱۷) تعریف کرد که باقیمانده ϵ_t دارای میانگین صفر و غیر همبسته با عوامل ریسک f_t است. تصریح مدل قیمت‌گذاری دارایی تحت نمایش بتا در رابطه (۱۵)، محدودیت زیر را بر عرض از مبدا رگرسیون سری زمانی تحمیل می‌کند: $\phi = (\delta - \mu)\beta$.

$$r_t = \phi + \beta f_t + \epsilon_t \qquad (۱۷)$$

با جانشین کردن این محدودیت در معادله رگرسیون، رابطه (۱۸) به دست می‌آید.

$$r_t = (\delta - \mu + f_t)\beta + \epsilon_t \quad \text{که} \quad \begin{cases} E[\epsilon_t] = 0_N \\ E[\epsilon_t f'_t] = 0_{N\times K} \end{cases} \tag{۱۸}$$

بنابراین، نمایش β در رابطه (۱۵) به مدل عاملی در رابطه (۱۸) تبدیل می‌شود. مجموعه شرایط گشتاوری g از مدل عاملی به صورت رابطه (۱۹) تعریف می‌شود.

$$\begin{aligned} E[r_t - (\delta - \mu + f_t)\beta] &= 0_N \\ E\left[[r_t - (\delta - \mu + f_t)\beta]f'_t\right] &= 0_{N\times K} \end{aligned} \tag{۱۹}$$

هنگامی‌که عامل ریسک، بازدهی سبدی از دارایی‌های مورد معامله است همانگونه که در مدل‌های چند عاملی نیز این‌گونه است (همانند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل ۴ عاملی کرهارت) می‌توان ثابت کرد که تخمین μ (میانگین نمونه‌ای عامل ریسک)، همان تخمین صرف ریسک δ است. بنابراین، با فرض $\delta = \mu$، شرایط گشتاوری در رابطه (۱۹) به شکل رابطه (۲۰) ساده می‌شود.

$$\begin{aligned} E[r_t - f_t\beta] &= 0_N \\ E[(r_t - f_t\beta)f'_t] &= 0_{N\times K} \\ E[f_t - \mu] &= 0_K \end{aligned} \tag{۲۰}$$

در حالی‌که هیچ‌کدام از متغیرهای δ یا μ در دو محدودیت اول رابطه (۲۰) وجود ندارند، اما ضروری است که تعریف μ به عنوان محدودیت گشتاوری سوم برای تعیین بردار صرف ریسک σ صورت گیرد. اکنون، براساس فرآیند معمول روش گشتاورهای تعمیم یافته، بردار پارامترهای ناشناخته $\theta = [vec(\beta)'\mu']'$ تعریف می‌شود که در آن اپراتور vec، ماتریس $\beta_{N\times K}$ را به وسیله دسته‌بندی ستون‌های آن به بردار تبدیل می‌کند و متغیرهای قابل مشاهده نیز برابر $x_t = [r'_t f'_t]$ هستند. بنابراین، تابع g در محدودیت گشتاوری به وسیله رابطه (۲۱) بیان می‌شود.

$$g(x_t, \theta)_{(N+NK+K)\times 1} = \begin{pmatrix} r_t - f_t\beta \\ vec[(r_t - f_t\beta)f'_t] \\ f_t - \mu \end{pmatrix} \tag{۲۱}$$

برای هر θ، مشابه نمونه‌ای $E[g(x_t, \theta)]$ برابر است با (رابطه (۲۲)):

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} g(x_t, \theta) \quad (۲۲)$$

سپس، یک استراتژی تخمین طبیعی برای θ آن است که مقادیری انتخاب شوند که $g_T(\theta)$ را تا حد امکان نزدیک به صفر کند. از این رو، θ به نحوی انتخاب می‌شود که رابطه (۲۳) را حل کند.

$$\min_{\theta} g_T(\theta)' W^{-1} g_T(\theta) \quad (۲۳)$$

جهت بررسی اعتبار مدل قیمت‌گذاری که از شرایط گشتاوری رابطه (۲۰) استخراج شده است، می‌توان آزمون کرد که آیا بردار Nتایی آلفاهای جنسن که از طریق رابطه $\alpha = E[r_t] - \delta\beta$ به دست می‌آید، برابر صفر است یا خیر؟ این آزمون می‌تواند با استفاده از آماره j با توزیع مجانبی χ^2 انجام شود. با فرض وجود $N + NK + K$ معادله و $NK + K$ پارامتر شناخته در رابطه (۲۰)، درجه آزادی برابر با N است.

ماتریس کوواریانس خطاهای قیمت‌گذاری، $Cov(g_T)$ به وسیله رابطه (۲۴) ارائه می‌شود:

$$Cov(g_T) = \frac{1}{T}[(I - \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta')S(I - \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta')] \quad (۲۴)$$

آزمون مدنظر، یک فرم درجه ۲ از بردار خطاهای قیمت‌گذاری است. به ویژه آماره J هنسن[1] (۱۹۸۲) به وسیله روابط (۲۵) قابل محاسبه است.

$$\text{مرحله اول: } g_T(\theta_1)' Cov(g_T)^{-1} g_T(\theta_1) \sim \chi^2_N \quad (۲۵)$$

$$\text{مرحله دوم: } T\, g_T(\theta_2)'^{S^{-1}} g_T(\theta_2) \sim \chi^2_N$$

1. Hansen, L.P.

٤-۳-۲. استخراج الگوی عامل تنزیل تصادفی و پارامترهای آن با استفاده از تکنیک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

جهت استخراج الگوی عامل تنزیل تصادفی از الگوی بتا، ابتدا عبارت β در معادله (۱۶) در رابطه (۱۵) جایگزین شده و سپس به صورت رابطه (۲۶) بازنویسی می‌شود.

$$\begin{aligned} E[r_t] - E[r_t\delta'\Omega^{-1}f_t - r_t\delta'\Omega^{-1}\mu'] \\ = E[r_t(1 + \delta'\Omega^{-1}\mu - \delta'\Omega^{-1}f_t)] = 0_N \end{aligned} \quad (۲۶)$$

مجدد با فرض $\delta = \mu$ داریم $1 + \delta'\Omega^{-1}\mu = 1 + \mu'\Omega^{-1}\mu \geq 1$. بنابراین، با تقسیم کردن دو طرف به $1 + \delta'\Omega^{-1}\mu$ رابطه (۲۷) را خواهیم داشت.

$$E\left[r_t\left(1 - \frac{\delta'\Omega^{-1}}{1 + \delta'\Omega^{-1}\mu}f_t\right)\right] = 0_N \quad (۲۷)$$

اگر بردار صرف ریسک δ به یک بردار پارامترهای جدید λ تبدیل شود، رابطه (۲۸) را خواهیم داشت.

$$\lambda = \frac{\delta'\Omega^{-1}}{1 + \delta'\Omega^{-1}\mu} \quad (۲۸)$$

بنابراین الگوی عامل تنزیل تصادفی و شرایط گشتاوری مدل خطی قیمت‌گذاری دارایی به صورت رابطه (۲۹) به دست می‌آیند.

$$E(r_t(1 - \lambda f_t)] = 0_N \quad (۲۹)$$

که در آن متغیر تصادفی $m_t = 1 - f'_t\lambda$ برابر عامل تنزیل تصادفی است، زیرا $E[r_t m_t] = 0$.

با استفاده از شرایط گشتاوری رابطه (۲۹)، می‌توان بردار Nتایی خطاهای قیمت‌گذاری را به صورت رابطه (۳۰) تعریف کرد.

$$\pi = E[r_t] - \lambda E[r_t f_t] \qquad (۳۰)$$

حل جبری رابطه (۲۹) به وسیله روش گشتاورهای تعمیم یافته حاصل می‌شود. با نوشتن خطاهای قیمت‌گذاری نمونه به صورت رابطه (۳۱) خواهیم داشت: $d = \frac{-\partial g_T(\lambda)}{\partial \lambda'} = E[r_t f_t]$ که ماتریس گشتاوری مرتبه دوم بازدهی‌ها و عوامل است.

$$g_T(\lambda) = -E(r_t) + \lambda E[r_t f_t] \qquad (۳۱)$$

همچنین یک تصریح جایگزین که عامل تنزیل تصادفی را به عنوان یک تابع خطی از عوامل کسر از میانگین تعریف می‌کند، وجود دارد. برای این منظور حرف A را در $\hat{\lambda}$ مورد استفاده قرار داده که اشاره می‌کند، برآوردکننده از تصریح فاقد کسر از میانگین به دست آمده و حرف β نمایانگر آن است که برآوردکننده از تصریح کسر از میانگین حاصل می‌شود.

نسخه جایگزین معادله (۲۹) به صورت رابطه (۳۲) تعریف می‌شود.

$$E\left[r_t[1 - \lambda(f_t - \mu)]\right] = 0_N \qquad (۳۲)$$

به طور طبیعی فرآیند حل شرایط گشتاوری در رابطه (۳۲) مشابه با تصریح فاقد کسر از میانگین است.

این الگوی عامل تنزیل تصادفی که در اینجا توصیف شد به عنوان یک الگوی عمومی است که زیرمجموعه‌های فراوانی داشته و می‌توان از آن‌ها تحت عنوان «خانواده الگوهای عامل تنزیل تصادفی» نام برد.

٤-٤. تناظر پارامترهای الگوی بتا و الگوی عامل تنزیل تصادفی

تناظر یک به یک میان δ (از $\theta^{eq(\gamma)}$) و پارامتر λ (از روش عامل تنزیل تصادفی) وجود دارد به نحوی که مقایسه دو روش را تسهیل می‌کند. بنابراین، نه تنها می‌توان λ را به وسیله عامل تنزیل تصادفی برآورد کرد، بلکه این کار را می‌توان به وسیله روش بتا نیز انجام داد. به دلیل مشابهی برآورد δ را نه تنها به وسیله روش بتا، بلکه با روش عامل تنزیل تصادفی

نیز می‌توان انجام داد. بنابراین، جهت سهولت انجام کار، متغیرها با علامت «*» مربوط به تخمین از روش β و با علامت «^» تخمین از روش عامل تنزیل تصادفی را نشان می‌دهند. براساس تعریف قبلی λ در رابطه (۲۸)، رابطه (۳۳) را خواهیم داشت:

$$\lambda = \frac{\delta}{\Omega + \delta\mu'} \quad \text{یا} \quad \delta = \frac{\Omega\lambda}{1 - \mu'\lambda} \tag{۳۳}$$

به روشی مشابه با جایگزین کردن رابطه (۳۳) در π، می‌توانیم به یک رابطه یک به یک میان π از روش عامل تنزیل تصادفی و α از روش بتا دست یابیم (رابطه (۳۴)):

$$\pi = \frac{\Omega}{\Omega + \delta\mu'}\alpha \quad \text{یا} \quad \alpha = \frac{\Omega + \delta\mu'}{\Omega}\pi \tag{۳۴}$$

با توجه به اینکه یکی از اهداف مقاله حاضر، ارزیابی عملکرد نمونه‌های محدود این روش‌ها در ارتباط با کارایی پارامترهایشان است، نمی‌توان به طور مستقیم λ را در برابر δ و π را در مقابل α مقایسه کرد، چراکه این پارامترها با واحدهای مختلفی اندازه‌گیری می‌شوند. هر نوع مقایسه مستقیم به دلیل بحث مقیاس و نه لزوما به دلیل تفاوت ذاتی میان روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی دارای تورش خواهد بود. یک روش جایگزین برای اجتناب از مبحث مقیاس، تبدیل δ به λ و α به π طبق معادلات (۲۲) و (۲۳) است. برای سهولت در تشخیص، تمامی برآوردکننده‌های بتا با نماد * نشان داده می‌شوند

به طور خلاصه، روش بتا، تخمین روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از δ^* را ارائه می‌دهد در حالی که روش عامل تنزیل تصادفی تخمین روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از λ را به دست می‌دهد. در رویکرد شبیه‌سازی، δ^* به یک برآورد از λ تبدیل شده و سپس واریانس‌های توزیع نمونه‌ای $\hat{\lambda}^*$ و $\hat{\lambda}$ مقایسه می‌شوند. به روشی مشابه، α^* را به تخمین از π تبدیل کرده و سپس کارایی $\hat{\pi}^*$ و $\hat{\pi}$ مورد مقایسه قرار می‌گیرند. همچنین توزیع‌های آزمون هنسن[1] (۱۹۸۲) در خصوص شناسایی بیش از حد با استفاده از آماره J از بتای تبدیل شده $\hat{J}^*$ و $\hat{J}$ از روش عامل تنزیل تصادفی مقایسه می‌شوند. در این حالت فرضیه صفر بدین صورت است که تمامی خطاهای قیمت‌گذاری برابر صفر است.

1. Sargan Hansen Test

۵. نتایج برآورد الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی

در این مقاله از مدل یک عاملی با نام مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است. در ابتدا مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را با استفاده از الگوی بتا به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد کرده و سپس مدل یاد شده با استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد می‌شود. همانطور که در قسمت‌های پیشین ذکر شد، هدف از این کار مقایسه پارامترهای اصلی این مدل در دو نوع روش برآورد متفاوت است. بر این اساس عامل صرف ریسک استخراج شده در الگوی بتا به روش گشتاورهای تعمیم یافته (δ) باید با پارامتر اصلی الگوی عامل تنزیل تصادفی (λ) مقایسه شود. همچنین آلفای جنسن در الگوی بتا (α) باید با خطای قیمت‌گذاری در الگوی عامل تنزیل تصادفی (π) مقایسه شوند. همانطور که پیشتر توضیح داده شد هر دو روش بتا و عامل تنزیل تصادفی به وسیله برآورد و آزمون مدل‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و فاما و فرنچ ارزیابی می‌شوند.

در این بخش نتایج را به طور کامل برای دوره ۱۱۴ ماهه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و ۵۴ ماهه مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیان کرده و نتایج بقیه دوره‌ها در جمع‌بندی ارائه می‌شوند.

۵-۱. نتایج برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی

۵-۱-۱. برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی بتا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

از آنجایی که در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تنها یک عامل ریسک سیستماتیک (عامل بازار) وجود دارد و با توجه به تعداد سبدهای تشکیل شده (۲۵ سبد)، از این رو، تعداد ۲۵ ضریب بتا برای هر یک از سبدها به صورت جداگانه وجود خواهد داشت. با توجه به اینکه برای هر ۱۱۴ مورد نمونه‌گیری، پارامترها به صورت جداگانه برآورد می‌شوند از این رو، برای هر یک از ضرایب بتا نیز ۱۱۴ برآورد وجود دارد.

جهت بررسی اعتبار این مدل قیمت‌گذاری، می‌توان از آزمونی که صفر بودن آلفاهای جنسن را بررسی می‌کند، استفاده کرد. این آزمون با استفاده از آماره J با توزیع مجانبی χ^2 انجام می‌شود. در اینجا برای مدل فوق، درجه آزادی آزمون برابر ۲۵ است. نتایج آزمون مورد اشاره به شرح جدول (۱) است.

جدول۱. نتایج آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی بتا

مدل	الگوی تخمین	روش تخمین	مقدار آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J
قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای	بتا	روش گشتاورهای تعمیم یافته	۱۵۰/۱۷	۲/۲e-۱۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

فرضیه صفر در این آزمون بیانگر عدم وجود خطای قیمت‌گذاری است. همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر پذیرفته نمی‌شود. از این رو، در برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی بتا با نمونه‌های ۱۱۴ ماهه، خطای قیمت‌گذاری وجود دارد.

همانطور که در قسمت‌های پیشین ذکر شد، یکی از معیارهای مقایسه دو الگوی بتا و عامل تنزیل تصادفی، مقایسه عامل صرف ریسک این دو روش است. در برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای از طریق روش گشتاورهای تعمیم یافته به غیر از ضرایب بتا، عامل صرف ریسک (δ) نیز برآورد می‌شود. برای عامل صرف ریسک نیز ۱۱۴ برآورد از ۱۱۴ نمونه به دست می‌آید که در اینجا میانگین آن را به دست می‌آوریم. مقدار میانگین عامل صرف ریسک برابر ۱/۷۷ و واریانس آن برابر ۰/۱۳ است.

معیار دیگر مقایسه دو الگوی بتا و عامل تنزیل تصادفی، مقایسه پارامتر خطای برآورد دو روش است. در الگوی بتا خطای قیمت‌گذاری از طریق رابطه $\alpha = E[r_t] - \delta\beta$ به دست می‌آید. با توجه به اینکه بردار پارامتر β و عامل صرف ریسک δ از طریق برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به دست می‌آید برای به دست آوردن بردار خطای قیمت‌گذاری α باید عبارت $E[r_t]$ را محاسبه کرد. در عبارت بردار میانگین، بازدهی‌های

سبدهای ۲۵تایی طی دوره زمانی مدنظر است. همانطور که عنوان شد r_t بازدهی‌های سبدهای ۲۵تایی مازاد بر بازده بدون ریسک در هر یک از دوره‌های زمانی در نظر گرفته شده در تحقیق است. بر این اساس تاکنون دو پارامتر اصلی حاصل از برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای؛ یعنی عامل صرف ریسک (δ) و خطای قیمت‌گذاری (α) جهت مقایسه الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی به دست آمده‌اند. همانگونه که قبلا اشاره شد، این پارامترها را نمی‌توان به صورت مستقیم با پارامترهای الگوی عامل تنزیل تصادفی مقایسه کرد. از این رو، در ادامه و پس از برآورد پارامترهای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی، جهت مقایسه مستقیم پارامترهای دو الگو، مقادیر به دست آمده از الگوی بتا را به مقادیری تبدیل می‌شوند که قابل مقایسه با الگوی عامل تنزیل تصادفی باشند.

۵-۱-۲. برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

تنها عامل ریسک سیستماتیک در اینجا، عامل بازار است. جدول (۲) نتایج میانگین برآورد λ از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و با استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی و تصریح غیرمرکزی روش گشتاورهای تعمیم یافته را نشان می‌دهد.

جدول ۲. برآورد صرف ریسک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با استفاده از تصریح غیرمرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی

شرح	مقدار	واریانس
پارامتر حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{1}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰۸	۰/۰۰۱
پارامتر حاصل از برآوردگر مرحله دوم روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{2}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰۸	۰/۰۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

هر دو مقادیر پارامتر λ میانگین نمونه‌های ۱۱۴ تایی (۱۱۴ ماهه) هستند.

وجود خطای قیمت‌گذاری نیز با استفاده از آماره j ارزیابی می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تصریح غیرمرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی

مدل	الگوی تخمین	روش تخمین	مقدار آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J
قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای	عامل تنزیل تصادفی	روش گشتاورهای تعمیم یافته- تصریح غیرمرکزی	۸۰/۵۰	۲/۶۳e-۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به رد شدن فرضیه صفر در این آزمون، از این رو، در برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی با نمونه‌های ۱۱۴ ماهه، خطای قیمت‌گذاری وجود دارد. در جدول (۴) نتایج برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی با استفاده از تصریح مرکزی روش گشتاورهای تعمیم یافته را نشان می‌دهد.

جدول ٤. برآورد صرف ریسک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با استفاده از تصریح مرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی

شرح	مقدار	واریانس
پارامتر حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_1^{\mathbf{B}}$)	۰/۰۷	۰/۰۰۱
پارامتر حاصل از برآوردگر مرحله دوم روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_2^{\mathbf{B}}$)	۰/۰۷	۰/۰۰۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مربوط به آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری با استفاده از آماره j در جدول (۵) نشان داده می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تصریح مرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی

مدل	الگوی تخمین	روش تخمین	مقدار آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای	عامل تنزیل تصادفی	روش گشتاورهای تعمیم یافته تصریح غیر مرکزی	۸۱/۰۶	۱/۷۲e-۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر که وجود خطای قیمت‌گذاری در الگوی عامل تنزیل تصادفی را بیان می‌دارد، مورد پذیرش قرار نگرفته و وجود خطای قیمت‌گذاری در این برآورد، رد می‌شود. در گام بعد مقدار خطای قیمت‌گذاری در الگوی عامل تنزیل تصادفی (π) را به دست می‌آوریم. عبارت بردار خطاهای قیمت‌گذاری به صورت $\pi = E[r_t] - \lambda E[r_t f_t]$ است.

با توجه به وجود ۴ پارامتر عامل تنزیل تصادفی ($\hat{\lambda}_1^A$، $\hat{\lambda}_2^A$، $\hat{\lambda}_1^B$، $\hat{\lambda}_2^B$)، از این رو، ۴ بردار خطای قیمت‌گذاری به صورت زیر به دست می‌آید.

- در حالت غیر مرکزی و در برآوردگر مرحله اول برای هر یک از پورتفوهای ۲۵گانه مقدار خطا به صورت $\pi_1^A = E[r] - \lambda_1^A E[r_t f_t]$ محاسبه می‌شود. میانگین خطاهای فوق برابر ۰/۱۵- و میانگین واریانس آن‌ها برابر ۰/۷۶ است.

- برای برآوردگر مرحله دوم، بردار خطا به شکل $\pi_2^A = E[r] - \lambda_2^A E[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۰/۱۴- و میانگین واریانس ۰/۷۵ است.

- در برآورد تصریح مرکزی روش گشتاورهای تعمیم یافته نتایج در دو مرحله و به صورت زیر است:

بردار خطای برآوردگر مرحله اول به صورت $\pi_1^B = E[r] - \lambda_1^B E[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۰/۲۲ و میانگین واریانس ۱/۶۴ است.

بردار خطای برآوردگر مرحله دوم به صورت $\pi_1^B = E[r] - \lambda_2^B E[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۰/۳۲ و میانگین واریانس ۱/۹۹ است.

بدین ترتیب متغیرهای مورد نیاز جهت مقایسه مدل سه عاملی با الگوی بتا با استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی به دست می‌آیند. این متغیرها شامل ۴ پارامتر عامل تنزیل تصادفی ($\hat{\lambda}_1^A$، $\hat{\lambda}_2^A$، $\hat{\lambda}_1^B$، $\hat{\lambda}_2^B$) و ۴ خطای برآورد (π_1^A،π_2^A،π_1^B، π_2^B) هستند. همانگونه که عنوان شد پارامترهای الگوی عامل تنزیل تصادفی باید با عامل صرف ریسک در الگوی بتا (δ) مقایسه شوند. همچنین خطاهای برآورد در الگوی عامل تنزیل تصادفی باید با آلفای جنسن (α) مقایسه شود. بر این اساس، ابتدا صرف ریسک الگوی بتا را به صرف ریسک الگوی عامل تنزیل تصادفی تبدیل می‌کنیم. جدول (۶) نتیجه تبدیل δ به λ را نشان می‌دهد.

جدول ٦. صرف ریسک تبدیل شده از الگوی بتا به الگوی عامل تنزیل تصادفی

شرح	مقدار پارامتر	واریانس
صرف ریسک تبدیل شده از الگوی بتا به الگوی عامل تنزیل تصادفی ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}^*$)	۰/۰۵	۰/۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد، بردار خطای قیمت‌گذاری الگوی بتا را به خطای قیمت‌گذاری الگوی عامل تنزیل تصادفی تبدیل می‌کنیم که میانگین خطاهای آن برابر ۱/۸۵ و میانگین واریانس آن برابر ۴/۷۰ است.

۵-۲. برآورد مدل سه عاملی فاما و فرنچ از طریق الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی

۵-۲-۱. برآورد مدل سه عاملی فاما و فرنچ از طریق الگوی بتا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

در مدل سه عاملی فاما و فرنچ سه عامل ریسک سیستماتیک (عامل بازار، عامل ارزش و عامل اندازه) وجود دارد و با توجه به تعداد سبدهای تشکیل شده (۲۰ سبد)، تعداد ۶۰ ضریب بتا برای هر یک از سبدها به صورت جداگانه وجود خواهد داشت. با توجه به دوره

زمانی در نظر گرفته شده (۵۴ ماه)، ۵۴ مورد نمونه‌گیری به صورت جداگانه برای هر یک از پارامترها برآورد می‌شوند. برای هر یک از ضرایب بتا نیز ۵۴ برآورد وجود خواهد داشت. در اینجا میانگین این ضرایب برای هر یک از سبدها محاسبه می‌شود. برای مدل فوق، نتایج وجود خطای قیمت‌گذاری به شرح جدول (۷) با درجه آزادی ۲۰ است.

جدول ۷. نتایج آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری مدل سه عاملی از طریق الگوی بتا

مدل	الگوی تخمین	روش تخمین	مقدار آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J
سه عاملی	بتا	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته	۳٤/٤۹	۰/۰۲۲۹۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۷)، فرضیه صفر مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. از این رو، در برآورد مدل سه عاملی فاما و فرنچ از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی با نمونه‌های ۵۴ ماهه، خطای قیمت‌گذاری وجود دارد.

در برآورد مدل سه عاملی از طریق روش گشتاورهای تعمیم یافته سه عامل صرف ریسک (δ) نیز برآورد می‌شود. این صرف ریسک‌ها به ترتیب برای عوامل ریسک بازار، اندازه و ارزش است. برای هر عامل، ۵۴ برآورد از ۵۴ نمونه به دست می‌آید که در اینجا میانگین آن‌ها را ارائه می‌دهیم.

- مقدار صرف ریسک بازار برابر ۱/۲۷ و واریانس آن برابر ۰/۱۵ است.
- مقدار صرف ریسک اندازه برابر ۱/۱۲ و واریانس آن برابر ۰/۰۸ است.
- مقدار صرف ریسک ارزش برابر ۰/۹۵ و واریانس آن برابر ۰/۱۶ است.

در بخش دیگر، خطای قیمت‌گذاری محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه بردار پارامترهای β و عوامل صرف ریسک δ از طریق برآورد مدل سه عاملی با روش گشتاورهای تعمیم یافته به‌دست آمده‌اند برای به‌دست آوردن بردار خطای قیمت‌گذاری α باید عبارت $E[r_t]$ را محاسبه کرد. این عبارت بردار میانگین بازدهی‌های سبدهای ۲۰تایی طی دوره زمانی مدنظر است. همانطور که عنوان شد r_t بازدهی‌های سبدهای ۲۰تایی مازاد بر بازده بدون ریسک در هر یک از دوره‌های زمانی در نظر گرفته شده در تحقیق است. بر این اساس دو

معیار اصلی حاصل از برآورد مدل سه عاملی فاما و فرنچ؛ یعنی عوامل صرف ریسک (δ) و خطای قیمت‌گذاری (α) در الگوی بتا به دست آمدند.

همانگونه که قبلا اشاره شد، این پارامترها را نمی‌توان به صورت مستقیم با پارامترهای الگوی عامل تنزیل تصادفی مقایسه کرد. از این رو، در ادامه و پس از برآورد پارامترهای مدل سه عاملی از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی، جهت مقایسه مستقیم پارامترهای دو الگو، مقادیر به دست آمده از الگوی بتا را به مقادیری که قابل مقایسه با الگوی عامل تنزیل تصادفی باشند، تبدیل می‌کنیم.

۵-۲-۲. برآورد مدل سه عاملی از طریق الگوی عامل تنزیل تصادفی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

همانگونه که پیشتر اشاره شد λ پارامتر عامل تنزیل تصادفی نام دارد که متناظر با عامل صرف ریسک در الگوی بتا است. این پارامتر در دو حالت برآورد می‌شود: یکی از طریق تصریح غیرمرکزی روش گشتاورهای تعمیم یافته و دیگری از طریق تصریح مرکزی روش گشتاورهای تعمیم یافته. جهت تشخیص تفاوت این دو حالت، تصریح غیرمرکزی را با نماد A ($\hat{\lambda}_1^A$ و $\hat{\lambda}_2^A$) و تصریح مرکزی را با نماد B ($\hat{\lambda}_1^B$ و $\hat{\lambda}_2^B$) نشان می‌دهیم.

در مدل سه عاملی با توجه به تعداد عوامل ریسک برای برآوردگر مرحله اول سه پارامتر و برای برآوردگر مرحله دوم نیز سه پارامتر برآورد می‌شود. جدول (۸) نتایج برآورد مقادیر λ و واریانس آن‌ها را به صورت میانگین از طریق مدل سه عاملی و با استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی و روش گشتاورهای تعمیم یافته برای تصریح غیرمرکزی نشان می‌دهد.

وجود خطای قیمت‌گذاری نیز با استفاده از آماره j ارزیابی می‌شود. نتایج این آزمون به شرح جدول (۹) است. فرضیه صفر در این آزمون بیانگر وجود خطای قیمت‌گذاری است. همانطور که مشاهده می‌شود در این تصریح غیرمرکزی روش گشتاورهای تعمیم-یافته مدل سه عاملی در الگوی عامل تنزیل تصادفی و برای دوره ۵۴ ماهه، خطای قیمت‌گذاری با کمی اغماض در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد وجود دارد.

جدول ۸. برآورد صرف ریسک مدل سه عاملی با استفاده از تصریح غیرمرکزی- الگوی عامل تنزیل تصادفی

شرح	مقدار	واریانس
صرف ریسک بازار حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{1}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰۳	۰/۰۰۰۰٤
صرف ریسک اندازه حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{1}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰٤	۰/۰۰۰۰۲۵۲
صرف ریسک ارزش حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{1}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰۱	۰/۰۰۰۰۷۲٦
صرف ریسک بازار حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{2}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰۱	۰/۰۰۰۰۱۷٦
صرف ریسک اندازه حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{2}}^{\mathbf{A}}$)	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۱
صرف ریسک اندازه حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته ($\hat{\boldsymbol{\lambda}}_{\mathbf{2}}^{\mathbf{A}}$)	۰/۰٤	۰/۰۰۰۰٦

- تمامی مقادیر λ میانگین نمونه‌های ٥٤تایی (٥٤ ماهه) هستند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. نتایج آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری مدل سه عاملی از طریق تصریح غیر مرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی

مدل	الگوی تخمین	روش تخمین	مقدار آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J
سه عاملی	عامل تنزیل تصادفی	روش گشتاورهای تعمیم یافته تصریح غیر مرکزی	۲۰/۵۱	۰/۱۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۰) برآورد مقادیر λ و واریانس آن‌ها را به صورت میانگین از طریق مدل سه عاملی و با استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی و روش گشتاورهای تعمیم یافته برای تصریح مرکزی نشان می‌دهد.

جدول ۱۰. برآورد صرف ریسک مدل سه عاملی با استفاده از تصریح مرکزی- الگوی عامل تنزیل تصادفی

شرح	مقدار	واریانس
صرف ریسک بازار حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}_1^{\mathbf{B}})$	۰/۰۳	۰/۰۰۰۰۵
صرف ریسک اندازه حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}_1^{\mathbf{B}})$	۰/۰۵	۰/۰۰۰۰۳
صرف ریسک ارزش حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}_1^{\mathbf{B}})$	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱
صرف ریسک بازار حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}_2^{\mathbf{B}})$	۰/۰۱	۰/۰۰۰۰۲
صرف ریسک اندازه حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}_2^{\mathbf{B}})$	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۱
صرف ریسک ارزش حاصل از برآوردگر مرحله اول روش گشتاورهای تعمیم یافته $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}_2^{\mathbf{B}})$	۰/۰٤	۰/۰۰۰۰٦

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مربوط به آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری با استفاده از آماره $\mathbf{j}$ در جدول (۱۱) نشان داده می‌شود.

جدول ۱۱. نتایج آزمون وجود خطای قیمت‌گذاری مدل سه عاملی از طریق تصریح مرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی

مدل	الگوی تخمین	روش تخمین	مقدار آماره آزمون J	احتمال آماره آزمون J
سه عاملی	عامل تنزیل تصادفی	روش گشتاورهای تعمیم یافته تصریح مرکزی	۲۰/۵۹	۰/۱۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۱۱)، مشابه تصریح غیرمرکزی برای مدل سه عاملی در الگوی عامل تنزیل تصادفی و دوره ۵۴ ماهه، خطای قیمت‌گذاری با کمی اغماض در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد وجود دارد.

در گام بعد مقدار خطای قیمت‌گذاری (π) را به دست می‌آوریم. همان طور که پیشتر اشاره شد عبارت بردار خطاهای قیمت‌گذاری به صورت $\pi = E[r_t] - \lambda E[r_t f_t]$است:

با توجه به وجود ۴ پارامتر عامل تنزیل تصادفی یا همان عامل صرف ریسک ($\hat{\lambda}_1^A$، $\hat{\lambda}_2^A$، $\hat{\lambda}_1^B$، $\hat{\lambda}_2^B$)، از این رو، ۴ بردار خطای قیمت‌گذاری به دست می‌آید. در تصریح غیرمرکزی الگوی عامل تنزیل تصادفی و در برآوردگر مرحله اول برای هر یک از پورتفوهای ۵گانه مقدار خطا به صورت دو مرحله‌ای محاسبه می‌شود:

بردار خطای مرحله اول به صورت $\pi_1^A = \mathrm{E}[r] - \lambda_1^A \mathrm{E}[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۰/۲۳ و میانگین واریانس ۰/۲۳ است و بدین ترتیب برای بقیه حالت‌ها نیز بردار خطا را می‌توان به دست آورد.

بردار خطای برآوردگر مرحله دوم به صورت $\pi_2^A = \mathrm{E}[r] - \lambda_2^A \mathrm{E}[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۲/۱۵ و میانگین واریانس ۶/۱۷ است.

همچنین نتایج برآورد تصریح مرکزی روش گشتاورهای تعمیم یافته برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ به صورت زیر است:

بردار خطای برآوردگر مرحله اول به صورت $\pi_1^B = \mathrm{E}[r] - \lambda_1^B \mathrm{E}[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۰/۲۸ و میانگین واریانس ۰/۲۵ است.

بردار خطای برآوردگر مرحله دوم به صورت $\pi_2^B = \mathrm{E}[r] - \lambda_2^B \mathrm{E}[r_t f_t]$ با میانگین خطاهای ۲/۱۸ و میانگین واریانس ۹/۹۹ است.

بدین ترتیب متغیرهای مورد نیاز جهت مقایسه مدل سه عاملی با الگوی بتا با استفاده از الگوی عامل تنزیل تصادفی به دست می‌آیند. این متغیرها شامل ۴ پارامتر صرف ریسک الگوی عامل تنزیل تصادفی ($\hat{\lambda}_1^A$، $\hat{\lambda}_2^A$، $\hat{\lambda}_1^B$، $\hat{\lambda}_2^B$) و ۴ خطای برآورد (π_1^A، π_2^A، π_1^B، π_2^B) است.

در بخش‌های قبل اشاره شد که نمی‌توان به طور مستقیم λ را در برابر δ و π را در مقابل α مقایسه کرد، چراکه این پارامترها با واحدهای مختلفی اندازه‌گیری می‌شوند. یک روش جایگزین برای اجتناب از مبحث مقیاس، تبدیل δ به λ و α به π است. ابتدا صرف ریسک‌های الگوی بتا به صرف ریسک‌های الگوی عامل تنزیل تصادفی تبدیل می‌شود. جدول (۱۲) نتایج تبدیل δ به λ را که به صورت میانگین هستند، نشان می‌دهد.

جدول ۱۲. برآورد صرف ریسک تبدیل شده از الگوی بتا به الگوی عامل تنزیل تصادفی

شرح	مقدار پارامتر	واریانس
صرف ریسک عامل بازار تبدیل شده از الگوی بتا به الگوی عامل تنزیل تصادفی $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}^{*})$	۰/۰۸	۰/۰۰۰۰۵
صرف ریسک عامل اندازه تبدیل شده از الگوی بتا به الگوی عامل تنزیل تصادفی $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}^{*})$	۰/۰٤	۰/۰۰۰۱
صرف ریسک عامل ارزش تبدیل شده از الگوی بتا به الگوی عامل تنزیل تصادفی $(\hat{\boldsymbol{\lambda}}^{*})$	۰/۱۰	۰/۰۰۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

حال بردار خطای قیمت‌گذاری الگوی بتا به خطای قیمت‌گذاری الگوی عامل تنزیل تصادفی تبدیل می‌شود. میانگین خطاهای فوق برابر ۰/۰۶ و میانگین واریانس آن‌ها برابر ۰/۰۶۷ است.

جهت بررسی تفاوت‌های ذاتی بین روش‌ها، بهتر است به جای خطاهای استاندارد از خطاهای استاندارد نسبی مانند $\sigma_r(\lambda) = \sigma(\lambda)/E(\lambda)$ استفاده شود. بر این اساس معیاری صحیح از کارایی نسبی روش‌ها به دست می‌آید. جدول (۱۳) عملکرد روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی را در برآورد خطای استاندارد نسبی صرف ریسک از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نشان می‌دهد.

جدول ۱۳. خطاهای استاندارد نسبی صرف ریسک‌ها برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

$\sigma_r(\hat{\lambda}_2^B)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	$\sigma_r(\hat{\lambda}_1^B)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	$\sigma_r(\hat{\lambda}_2^A)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	$\sigma_r(\hat{\lambda}_1^A)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	T
۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۲۰	۰/۲۰	۱۱٤
۰/۵٦	۰/۲٦	۰/۲٦	۰/۲۸	۸٤
۱/۲۳	۰/۷۵	۰/۷٤	۰/۷٤	۵٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نسبت‌های نزدیک به ۱ درجه بالایی از تشابه کارایی دو روش در برآورد λ را نشان می‌دهد. نسبت‌های بیشتر از ۱ حاکی از آن است که روش بتا کارایی بیشتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی در استباط روی برآوردکننده‌های λ دارد. بر این اساس با توجه به نتایج جدول (۱۳) برای هر سه طول دوره‌های ۱۱۴، ۸۴ و ۵۴ روش عامل تنزیل تصادفی،

خطاهای استاندارد نسبی کمتری نسبت به روش بتا در برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای دارد. بنابراین، روش عامل تنزیل تصادفی کارایی بالاتری نسبت به روش بتا دارد.

بررسی دقیق‌تر جدول (۱۳) نشان می‌دهد برآوردکننده‌های مرحله اول روش عامل تنزیل تصادفی، کاراتر از برآوردکننده‌های مرحله دوم هستند. همچنین با توجه به نتایج، حالت غیرمرکزی روش عامل تنزیل تصادفی، کاراتر از حالت مرکزی این روش در برآورد صرف ریسک است.

رهیافت اصلی دیگر درخصوص مقایسه خطاهای نسبی استاندارد، مربوط به مدل قیمت‌گذاری سه عاملی فاما و فرنچ است. جدول (۱۴) خطاهای استاندارد نسبی صرف ریسک روش بتا و عامل تنزیل تصادفی را برای مدل سه عاملی با به‌کارگیری پورتفولیوهای ۲۰تایی فاما و فرنچ در دو طول دوره ۵۴ و ۳۴ ماه برای بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۸ نشان می‌دهد. خطاهای استاندارد نسبی صرف ریسک برای هر سه عامل ریسک سیستماتیک بازار، اندازه و ارزش محاسبه شده است.

جدول ۱۴. خطاهای استاندارد نسبی صرف ریسک‌ها برای مدل سه عاملی

T	$\sigma_r(\hat{\lambda}_1^A)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	$\sigma_r(\hat{\lambda}_2^A)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	$\sigma_r(\hat{\lambda}_1^B)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$	$\sigma_r(\hat{\lambda}_2^B)/\sigma_r(\hat{\lambda}^*)$
عامل بازار				
۵۴	۲/۲۹	۵/۱۱	۲/۶۷	۴/۵۷
۳۴	۲/۳۳	۲/۸۰	۲/۳۳	۱/۴۰
عامل اندازه				
۵۴	۰/۵	-۲۰	۰/۴	۸
۳۴	۰/۶۷	-۱۱/۶۲	۰/۷۵	-۷۵
عامل ارزش				
۵۴	۸	۱/۹۴	۱۰	۲
۳۴	۸	۱/۱۰	۸	۱/۴۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که مشاهده می‌شود جدول (۱۴) متناسب با سه عامل ریسک بازار، اندازه و ارزش از سه بخش تشکیل شده است. درخصوص عامل بازار برای هر دو طول دوره ۵۴ و

۳۴ ماه، خطای استاندارد نسبی برآوردکننده‌های روش بتا کمتر از روش عامل تنزیل تصادفی است. بنابراین، روش بتا، کارایی بیشتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی دارد. در روش عامل تنزیل تصادفی، حالت مرکزی، دارای کارایی بیشتری نسبت به حالت غیرمرکزی در برآورد صرف ریسک است. همچنین برآوردکننده‌های مرحله اول روش عامل تنزیل تصادفی کاراتر از برآوردکننده‌های مرحله دوم هستند.

در مورد عامل اندازه نتایج تا حدی متفاوت از عامل بازار است. در اینجا برآوردکننده‌های مرحله اول روش عامل تنزیل تصادفی کارایی بیشتری نسبت به روش بتا دارند و برآوردکننده‌های مرحله دوم دارای کارایی کمتری از روش بتا هستند. بنابراین، درخصوص عامل اندازه، روش بتا دارای برتری کامل نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی به لحاظ کارایی نیست. بدیهی است برآوردکننده‌های مرحله اول کارایی بیشتری نسبت به برآوردکننده‌های مرحله دوم دارند.

در مورد عامل ارزش، کلیت نتایج با عامل بازار یکسان است. در این عامل برای هر دو طول دوره ۵۴ و ۳۴ ماه، خطای استاندارد نسبی برآوردکننده‌های روش بتا کمتر از روش عامل تنزیل تصادفی است به نحوی که خطای استاندارد نسبی برآوردکننده‌های روش عامل تنزیل تصادفی در برخی موارد بیش از ۵ برابر خطای استاندارد نسبی برآوردکننده روش بتا است که تفاوت قابل ملاحظه‌ای است. بنابراین، روش بتا، کارایی بیشتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی دارد. همچنین برآوردکننده‌های مرحله دوم روش عامل تنزیل تصادفی کارایی بیشتری نسبت به برآوردکننده‌های مرحله اول دارند. علاوه بر این، حالت غیرمرکزی روش عامل تنزیل تصادفی در عامل ارزش، دارای کارایی بیشتری نسبت به حالت مرکزی این روش در برآورد صرف ریسک است.

نتایج فوق نشان می‌دهد کارایی روش بتا در دو عامل بازار و ارزش به طور مطلق بیشتر از روش عامل تنزیل تصادفی (عامل تنزیل تصادفی) است و در خصوص عامل اندازه نیز روش بتا کارایی بیشتری نسبت به برآوردکننده‌های مرحله دوم روش عامل تنزیل تصادفی دارد. بنابراین، می‌توان عنوان کرد روش بتا در مدل سه عاملی فاما و فرنچ کارایی بیشتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی دارد.

۵-۲-۳. مقایسه پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی

در این بخش از برآوردهای خطای قیمت‌گذاری $\hat{\pi}$ و $\hat{\pi}^*$ و خطاهای استاندارد متناظر با آن‌ها $\sigma(\hat{\pi})$ و $\sigma(\hat{\pi}^*)$ استفاده کرده و خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری محاسبه و در ادامه آماره‌های $\hat{J}$ و $\hat{J}^*$ مرتبط با آن‌ها بررسی می‌شوند. در مقایسه روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی، روشی پایدارتر است که خطای استاندارد مربوط به خطای قیمت‌گذاری آن روش کمتر باشد. جدول (۱۵)، خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را نشان می‌دهد.

جدول ۱۵. خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

T	$\sigma_r(\hat{\pi}_1^A)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$	$\sigma_r(\hat{\pi}_2^A)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$	$\sigma_r(\hat{\pi}_1^B)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$	$\sigma_r(\hat{\pi}_2^B)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$
۱۱٤	-٤/۹٥	-٥/۲۷	٤/۹٦	۳/۷٦
۸٤	-۲/٥٤	-۲/٥٤	-۳۳/۲۹	۸/۹۰
٥٤	-۲/۷۷	-۲/۹۷	-٤/۷٥	-۱۲٤/٦۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۱۵)، در تمامی دوره‌ها، مقادیر خطاهای استاندارد نسبی روش عامل تنزیل تصادفی بیشتر از خطاهای استاندارد نسبی روش بتا است. همچنین برآوردکننده مرحله اول حالت غیرمرکزی روش عامل تنزیل تصادفی برای تمامی دوره‌ها پایدارتر از برآوردکننده مرحله دوم است.

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان عنوان کرد که در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، روش بتا پایدارتر از روش عامل تنزیل تصادفی است.

در بخش بعد، مقایسه پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی را برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ بررسی می‌کنیم. جدول (۱۶)، خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری مدل سه عاملی فاما و فرنچ را برای دوره‌های ۵۴ و ۳۴ ماه نمایش می‌دهد.

جدول ۱۶. خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری مدل سه عاملی

T	$\sigma_r(\hat{\pi}_1^A)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$	$\sigma_r(\hat{\pi}_2^A)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$	$\sigma_r(\hat{\pi}_1^B)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$	$\sigma_r(\hat{\pi}_2^B)/\sigma_r(\hat{\pi}^*)$
٥٤	۰/٤٨	۰/۲۷	۰/٤۱	۰/۳۳
۳٤	۰/۸۸	۱	۰/۷۱	۱/۱۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۱۶)، خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری روش عامل تنزیل تصادفی در هر دو دوره ۵۴ و ۳۴ ماه از خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری روش بتا کمتر است. این تفاوت برای برآوردکننده‌های مرحله اول روش عامل تنزیل تصادفی در دوره ۵۴ ماهه، کمتر از نصف و برای برآوردکننده‌های مرحله دوم کمتر از یک سوم است. با توجه به نکات ذکر شده، با اطمینان کامل می‌توان عنوان کرد در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، روش عامل تنزیل تصادفی پایدارتر از روش بتا است.

در ادامه نتایج آزمون تصریح برای دو الگوی بتا و عامل تنزیل تصادفی که از طریق محاسبه مقادیر عدم پذیرش آماره j به دست آمده بود -تحت فرضیه صفر که مدل برقرار است- را بررسی می‌کنیم. نتایج برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در جدول (۱۷) آمده است.

جدول ۱۷. نتایج آزمون‌های تصریح برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

T	$\hat{J}^*$	$\hat{J}_1^A$	$\hat{J}_2^A$	$\hat{J}_1^B$	$\hat{J}_2^B$
۱۱٤	۱٥۰/۱۷	۸۰/٥۰		۸۰/۰٦	
۸٤	۱۰۷/۸۲	٤۳/۸۳		٤۳/۸۷	
٥٤	۱۰٤/۳۱	۳۲/۳۷		۳۲/٤۷	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که از جدول (۱۷) مشاهده می‌شود در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای روش بتا دارای آزمون‌های تصریح بهتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی است. این نتیجه با نتیجه به دست آمده از جدول (۱۵) سازگار است، چراکه خطای قیمت‌گذاری کاراتر منجر به آزمون‌های تصریح بهتری می‌شود. نتایج آزمون‌های تصریح برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیز به شرح جدول (۱۸) است. این نتایج نیز با نتایج حاصل شده از مقایسه

خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری مدل سه عاملی که در جدول (۱۶) آمده است، مطابقت دارد.

جدول ۱۸. آزمون‌های تصریح برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ

$\hat{J}_2^B$	$\hat{J}_1^B$	$\hat{J}_2^A$	$\hat{J}_1^A$	$\hat{J}^*$	T
۵۱/۳۸		٤۰/٦۲		۳٤/٤۹	٥٤
۲۷/۰۲		۳۲/۱۱		۲۱/۲۹	۳٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به گستردگی کاربرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در پژوهش‌های نظری و تجربی حوزه‌های مالی و اقتصاد، دستیابی به نتایج و برآوردهای صحیح‌تر از این مدل‌ها حائز اهمیت است. با توجه به تمرکز قریب به اتفاق مطالعات داخلی بر الگوی قیمت‌گذاری بتا در این مقاله، کارایی و پایداری الگوی یاد شده با الگوی عامل تنزیل تصادفی به ترتیب از طریق پارامتر صرف ریسک و خطای قیمت‌گذاری مقایسه شده است.

نتایج به دست آمده درخصوص کارایی روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی نشان می‌دهند که برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای روش عامل تنزیل تصادفی کاراتر از روش بتا است. همچنین در این مدل، برآوردکننده‌های مرحله اول روش عامل تنزیل تصادفی، کاراتر از برآوردکننده‌های مرحله دوم هستند. در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، نتایج برای هر یک از عوامل ریسک به طور جداگانه وجود دارد. برای عامل بازار کارایی روش بتا بیشتر از روش عامل تنزیل تصادفی است. برای عامل اندازه، نتایج تا حدی متفاوت است به نحوی که برآوردکننده‌های مرحله اول روش عامل تنزیل تصادفی کارایی بیشتری نسبت به روش بتا دارند و برآوردکننده‌های مرحله دوم دارای کارایی کمتری از روش بتا هستند. درخصوص عامل ارزش نیز روش بتا دارای کارایی بیشتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی در هر دو دوره و در تمامی حالت‌ها است.

نتایج مربوط به خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نشان می‌دهد خطاهای استاندارد نسبی روش عامل تنزیل تصادفی بیشتر از روش بتا هستند و از این رو، روش بتا پایدارتر از روش عامل تنزیل تصادفی است. در مدل سه

عاملی فاما و فرنچ، خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری روش عامل تنزیل تصادفی در هر دو دوره نمونه ۵۴ و ۳۴ ماه از خطاهای استاندارد نسبی خطای قیمت‌گذاری روش بتا کمتر است. بنابراین، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ، روش عامل تنزیل تصادفی پایدارتر از روش بتا است.

در مجموع با توجه به نتایج تحقیق، می‌توان عنوان کرد هیچ‌یک از الگوهای بتا و عامل تنزیل تصادفی برتری مطلق و کامل نسبت به یکدیگر ندارند. در زمینه کارایی، الگوی بتا عملکرد بهتری نسبت به الگوی عامل تنزیل تصادفی دارد و این الگو در برآورد صرف ریسک کارایی بیشتری نسبت به الگوی عامل تنزیل تصادفی دارد. پایداری الگوی عامل تنزیل تصادفی بیشتر از الگوی بتا است و این الگو خطای قیمت‌گذاری کمتری از الگوی بتا دارد.

بررسی نتایج مطالعات خارجی نشان می‌دهد که در سه مطالعه خارجی انجام شده جاناتان و وانگ (۲۰۰۱)، گاست و زیمرمن (۲۰۱۴) و پناراندا و سنتانا (۲۰۱۴) روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی دقت یکسانی در برآورد صرف ریسک و یا خطاهای قیمت‌گذاری دارند. در سه مطالعه خارجی کان و ژو (۲۰۰۲)، لوزانو و رابیو (۲۰۰۹) و گارت و هاید (۲۰۱۱)، روش بتا کارایی بیشتری در برآورد صرف ریسک نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی دارد. در مطالعه گارت و هاید (۲۰۱۱)، روش بتا پایداری کمتری در برآورد خطای قیمت‌گذاری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی دارد. بنابراین، مقایسه نتایج مطالعه حاضر در خصوص مدل سه عاملی فاما و فرنچ با مطالعات فوق نشان می‌دهد این پژوهش با چهار مطالعه کان و ژو (۲۰۰۲)، لوزانو و رابیو (۲۰۰۹)، گارت و هاید (۲۰۰۹) و گارت و هاید (۲۰۰۹) مطابقت دارد، چراکه در این مطالعات روش بتا کارایی بیشتری و پایداری کمتری نسبت به روش عامل تنزیل تصادفی دارد. این موضوع برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای صحیح نبوده و نتیجه برعکس است.

با توجه به موارد عنوان شده، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی در این زمینه، روی سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی از جمله مدل چهار عاملی کرهارت، مدل قیمت‌گذاری دارایی بر مبنای مصرف، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و... انجام شوند. همچنین با توجه به اهمیت موضوع قیمت‌گذاری صحیح سهام در بازار سرمایه به مسئولین سازمان بورس و

اوراق بهادار توصیه می‌شود کارگزاری‌های بورسی و سهامداران را به استفاده از روش‌های علمی و جدید همانند روش بتا و یا عامل تنزیل تصادفی جهت ارزیابی صحیح‌تر قیمت سهام شرکت‌ها جهت سرمایه‌گذاری در آن‌ها ترغیب کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

از اساتید محترم که با سعه صدر و گشاده‌رویی هدایت این مقاله رو پذیرفتند، تشکر و قدردانی می‌نمایم.

ORCID

Hossein Talakesh Naeini https://orcid.org/0000-0002-6612-2292
Reza Taleblou http://orcid.org/0000-0002-8679-2920
Teymor Mohammadi http://orcid.org/0000-0003-4394-774X
Parisa Mohajeri http://orcid.org/0000-0001-7971-0678

منابع

امیرحسینی، زهرا و خسروبانی، مصطفی. (۱۳۸۸). مقایسه توان تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تجدیدنظر شده با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۲ (۴)، ۳۹-۲۵.

بدری، احمد، رجب‌زاده، علی، و میثاقی فاروجی، جواد. (۱۳۸۹). *مقایسه بین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سه عاملی فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی بازار سهام ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید بهشتی.

بزرگ اصل، موسی و مسجد موسوی، میرسجاد. (۱۳۹۷). مقایسه توان توضیحی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با تاکید بر چرخه زندگی شرکت، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۸(۳۰)، ۳۴۴-۳۲۱.

بودی، زوی، کین، الکس و مارکوس، آلان، جی.(۱۳۹۱). *مدیریت سرمایه‌گذاری*. مجید شریعت‌پناهی، روح اله فرهادی و محمد ایمنی‌فر. چاپ دوازدهم. تهران: انتشارات بورس.

رستمیان، فروغ، جوانبخت، شاهین. (۱۳۸۹). مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۸ (۳۱) ، ۱۵۷-۱۴۳.

رمضانی، جواد و کامیابی، یحیی. (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر عامل شتاب بر قابلیت توضیح دهندگی مدل پنج عاملی در تبیین بازده سهام، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰ (۳۶) ، ۵۷-۴۵.

رمضانی، جواد و کامیابی، یحیی. (۱۳۹۶)، مقایسه مدل شش عاملی با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در تبیین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲ (۷۰)، ۲۳۱-۲۰۷.

عبده تبریزی، حسین و بلندنظر، غلامرضا. (۱۳۹۷). *فرهنگ اصطلاحات مالی و سرمایه‌گذاری*.

علیزاده، صدیقه، شهیکی‌تاش، محمدنبی و روشن، رضا. (۱۳۹۹). مقایسه تطبیقی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران(رویکرد رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث)، *اقتصاد مالی*، ۱۴ (۵۰)، ۹۰- ۶۳ .

فابوزی، فرانک جی، نیو، ادوین اچ و زو، گوفو. (۱۳۹۴). *اقتصادمالی*. ترجمه رضا طالبلو و بهاره عریانی. چاپ سوم. تهران: انتشارات سمت.

مجتهدزاده، ویدا و رباط میلی، مژگان. (۱۳۸۶). مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش و پژوهش حسابداری*، ۱۰، ۲۱-۱۴.

References

Abdo Tabrizi, H., & Bolandnazar, GH. (2018). *AN english – farsi dictionary of finance and investment.*

Alizadeh, S., Shahikitash, M.N, & Roshan, R. (2020). Comparative comparison of the consumption-based capital asset pricing models in Tehran Stock Exchange (Two-step Regression Model of Fama and Macbeth Approach). *Journal of Financial Economics, 14(50),* 63-90.

Amirhosseini, Z., & Khosraviani, M. (2009). Comparision between r-campand and fama and french three- factor model in predicting the expected return in Tehran Stock Exchange, *Journal of Finantcial Knowledge of Securities Analysis, 2(4),* 25-39.

Back, K.E. (2017). *Asset pricing and portfolio choice theory*. Oxford University Press.

Badri, A., Rajabzadeh, A., & Misaghi Farouji, J. (2008). *Comparision between capital asset pricing model (CAPM), fama and french three- factor model and*

Artificial Neural Network in predicting the return in Tehran Stock Exchange. Master's thesis. Shahid Beheshti University.

Black, F., Jensen, M., & Scholes, M.S. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. Studies in theory of capital markets. Jensen, Ed. New York: *Preager Publishers.17,* 79-121.

Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2021). *Investments*. Shariatpanahi, M., Farhadi, R.A., & Eimenifar, M. 12th Edition. Tehran:

Bozorg Asl, M., & Mosajed Mousavi, M.S. (2019). Explanatory power of fama and french three-factor model vs capital asset pricing model focusing on firms' life cycle, *Journal of Empirical Research in Accounting, 8(30),* 321-344.

Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance, 52(1),* 57-82.

Cochrane, J.H. (2000). A resurrection of the stochastic discount factor / GMM methodology. *Working Paper,* Graduate school of business, University of Chicago.

Cochrane, J.H. (2005). *Asset pricing - Revised Edition*. Princeton University Press.

Fabozzi, F.J., Neave, E.H., & Zhou, Z. (2017). *Financial economics.* Taleblou, R., & Oryani, B. 3th Edition. Tehran:Samt.

Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance, 47(2),* 427-465.

Fama, E.F., & French, K.R. (1992). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics, 33(1),* 3-56.

Fama, E.F., & MacBeth, J.D. (1973). Risk return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Financial Political Economy, 81(3), 607- 636*.

Fama, E. F. & French, K. R. 2015. A five-factor asset-pricing model. *Journal of Financial Economics, 116,* 1-22.

Farnsworth, H., Ferson, W., Jackson, D. & Todd, S. (2002). Performance evaluation with stochastic discount factors. *Journal of Business, 75(3),* 473-503.

Ferson, W.E., & Jagannathan, R. (1996). Econometric evaluation of asset pricing models. G. S. Maddala and C. R. Rao, Eds. *Handbook of Statistics,* Vol. 14: Statistical Methods in Finance. Elsevier.

Garrett, I., Hyde, S., & Lozano,m. (2011). Trade-offs between effciency and robustness in the empirical evaluation of asset pricing models. *Working paper,* The University of Manchester Research.

Gusset, J., & Zimmermann H. (2014). Why not use SDF rather than beta models in performance measurement? *Financ Mark Portf Manag 28*, 307–336.

Hansen, P.L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica, 50(4),* 1029-1054.

Hou, k. and et al. (2015). A comparison of new factor models. *Working Paper*, Fisher College of Business.

Jagannathan, R. & Wang, Z. (2002). Empirical evaluation of asset-pricing models: A comparison of the SDF and beta methods. *Journal of Finance, 57(5),* 2337-2367.

Kan, R., & Robotti, C. (2002). Specifcation tests of asset pricing models using excess returns. *Journal of Empirical Finance, 15(5),* 816-838.

Kan, R., & Zhou, G. (1999). A critique of the stochastic discount factor methodology. *Journal of Finance, 54(4),* 1221-1248

Kan, R., & Zhou, G. (2002). Empirical asset pricing: the beta method versus the stochastic discount factor method. *Working Paper,* University of Toronto and Washington University in St. Louis.

Lintner, J. (1965). Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance, 20(4),* 587-615.

Lozano, M., & Rubio, G. (2011). Evaluating alternative methods for testing asset pricing models with historical data. *Journal of Empirical Finance, 18(1),* 136-146.

Mojtahedzadeh, V., & RobatMili, M. (2007). Comparision between capital asset pricing model and fama - french Three-factor model in predicting the expected return in Tehran Stock Exchange, *Journal of Knowledge and Research in Accounting, 10,* 14-21.

Momani, M. (2020). Cross-section and GMM/SDF tests of linear factor models. *Applied Economics Letters, 28(7),* 590-593.

Nagel, S., & Singleton K.J. (2011). Estimation and evaluation of conditional asset pricing models. *Journal of Finance, 66(3),* 873-909.

Penaranda, F., & Sentana, E. (2015). A unifying approach to the empirical evaluation of asset pricing models. *The Review of Economics and Statistics, 97(2),* 412–435.

Ramezani, J., & Kamyabi, Y. (2017). Evaluate the effect of momentum the explanatory models feature five factor in explaining stock returns, *Journal of Finantcial Knowledge of Securities Analysis, 10(36),* 45-57.

Ramezani, J., & Kamyabi, Y. (2017). Comparing the six-factor model with capital asset pricing models in explaining the expected investor returns, *Iranian Journal of Economic Research, 22(70),* 207-231.

Rostamian, F., & Javanbakht, Sh. (2010). Comparing of the efficiency of capital asset pricing model (CAPM) and consumption-based capital asset pricing model (CCAPM) in Tehran Stock Exchange (TSE), *Journal of Empirical Studies in Financial Accounting, 8(31),* 143-157.

Shanken, J., & Zhou, G. (2007). Estimating and testing beta pricing models: Alternative method and their performance in simulations. *Journal of Financial Economics, 84(1),* 40-86.

Sharpe, William F. 1964. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance, 19,* 425-442.

Velu, R., & Zhou, G. (1999). Testing multi-beta asset pricing models. *Journal of Empirical Finance, 6(3),* 219-241.

استناد به این مقاله: طلاکش نایینی، حسین، طالبلو، رضا، محمدی، تیمور، مهاجری، پریسا. (۱۴۰۱). ارزیابی کارایی و پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۷-۵۹.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 61-104
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.61874.1009

Original Research Received: 25/06/2021 Accepted: 01/02/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Political Economy of Budgeting System in Iran, with an Emphasis on Social Order Approach (1906-1925)

Hamid Reza Ghasemi* PhD Student, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran, Iran

Ali Arabmazar Yazdi Asisstant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran, Iran

Reza Zamani Asisstant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran, Iran

Abstract

In the approach of new institutionalism, the budgeting system's complexities have roots in its formation's historical development. Understanding this historical development from the perspective of institutions and organizations has made it easier to understand the complexities that the country's budgeting system is facing today. Using the social order approach and relying on the three elements of institutions, organizations, and violence control, this research has examined the budgeting system of Iran between years of the constitutional revolution and the end of the Qajar dynasty.

- This paper is extracted from PhD thesis at Allameh Tabataba'i University

* Corresponding Author: hr68_qasemi@yahoo.com

How to Cite: Ghasemi, H. R., Arabmazar Yazdi, A., Zamani, R. (2023). Political Economy of Budgeting System in Iran, with an Emphasis on Social Order Approach (1906-1925). *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93)*, 61-104.

In this period, the approval of the constitution, the internal regulations of the parliament, the law on the formation of the Ministry of Finance, the law on public accounts, the law on the Court of Accounts, and the writing of the budget law, as well as more predictability of resources and cost allocations by limiting the period of the budget have taken place. Also, checking the accounts of ministers, preventing illegal transfers, preparing and deducting the budget, increasing the power of tax collection, organizing the country's treasury and prohibiting the imposition of taxes based on personal opinion, and providing executive methods related to the budgeting system in addition to the formation of the parliament and the budget commission, the Audit Bureau, the Ministry of Finance and the commission for handling the income and expenditure of the ministries have led to the improvement of the quality of institutions and the development of contractual organizations with a permanent life in the budgeting system, which has caused the control of violence. By examining the budgeting system, one can conclude that the dominant coalition member groups in the period under review were princes, nobles, scholars, businessmen, landowners, the intellectual class, Russian and British governments. Examining institutions, organizations, and violence control show that the budgeting system has changed from a fragile limited access order to a basic limited access order in this period.

1. Introduction

The systematic restriction of access in the natural state for the purpose of rent-seeking serves not only to enrich the dominant coalition, but also to control violence. One of the institutions that can generate or distribute rent is the budget. The political system in the natural state manipulates the economic system, including the budgeting system, to generate rent and ensure the continuity and survival of the political order. To fully understand Iran’s contemporary budgeting system, it is necessary to identify and analyze the complementary institutions that shape the budgeting system during the period under study, in

addition to examining the issues of violence and the role of organizations. This approach aligns with the social order framework, which recognizes institutions, violence, and organizations as the three main pillars of analysis.

Relying on the social orders approach and the perspective of violence, the current study aimed to analyze the dynamics of Iran's budgeting system at three levels of institutions, organizations, and violence. At the institutional level, the study examined the creation, modification, deletion, and enforcement of formal rules and laws that shaped the budgeting system, as well as the predictability of resource and cost allocation methods, and the implementation methods of the budgeting system. The study also analyzed the creation, modification, or deletion of official social treaties, informal norms, social contracts, and shared beliefs that influenced the budgeting system. At the organizational level, the research investigated the lifespan and types of organizations involved in the budgeting system. Moreover, the analysis focused on the role of the budgeting system in supporting organizations both within and outside the dominant coalition to control violence, to increase the number of rent beneficiaries, and transform the privileges of the dominant elite into rights.

The study tried to determine whether Iran's budgeting system had been established based on an open access order (OAO) or on a limited access order (LAO) that would rely on specific organizations and institutions for the generation and distribution of rent to control violence. Examining the historical development of the organizations and institutions within the budgeting system, their evolutionary trajectory, and the ways in which violence was controlled (or not controlled) through this system can yield a deeper understanding of the budgeting system in Iran, which can help address the current issues and challenges facing the system.

2. Materials and Methods

North, Wallis, and Weingast's theory of social orders suggests that the methods to control violence are embedded in institutions and organizations. The existing institutions and organizations can either control or exacerbate violence. Conversely, efforts to control violence can lead to the emergence of new institutions and organizations. The relationship between violence and institutions/organizations in an LAO takes shape in a two-way manner. In this sense, the existing sub-systems within LAOs, including the budgeting system, can be transformed into tools for generating and distributing rent to control violence. The budgeting system is a collection of institutions and organizations that wield political, economic, religious, and military power to control budgetary resources. Through these resources, incentives are provided to individuals and groups with access to violence in order to limit the use of violence. Furthermore, the evolution of the budgeting system can have a significant impact on the creation, development, debilitation, consolidation, or elimination of related institutions and organizations depending on the type of LAO in place.

The social orders approach is a useful framework for analyzing and comprehending the institutions within the budgeting system. This analysis can provide insights into the changes that occur within the natural state, including transitions from fragile to stable, stable to mature, or vice versa. To conduct this kind of analysis, the study examined the following factors: creation, modification, and removal of formal rules and written laws that shape the budgeting system; predictability of resource and cost allocation methods; implementation methods for the budgeting system; and creation, modification, or removal of official social treaties, informal norms, social contracts, and shared beliefs that influence the rule of law in the budgeting system.

The analysis was also conducted at the organizational level. *Organization* refers to a group of individuals who come together with a common intention to achieve their desired goals (North et al., 2009). To analyze the organizational development in the budgeting system, the present research examined several factors: the lifespan of organizations in the budgeting system, the type of organizations (contractual or clientelistic), the role of the budgeting system in supporting organizations within and outside the dominant coalition, the number of organizations, and the use of violence or the threat of violence by different groups, which oversees organized violence that occurs in the form of physical confrontation or coercion. Violence is actually considered the outcome of the institutional and organizational structure (North et al., 2009).

Control of violence is the result of the establishment of institutions and organizations whose interaction with individuals are less personal. In this respect, the study explored how the budgeting system played a role in controlling or exacerbating violence. The analysis also involved identifying groups with the potential for violence through the budgeting system and examining how the budgeting system affected the type, generation, and distribution of rent.

3. Results and Discussion

Table 1. The budgeting system based on the social orders approach (1906–1925)

	Indicator	Elements of budgeting system
Institutions	Creation, modification, and removal of formal rules and written laws	• The Persian Constitution of 1906 • Internal regulations of the parliament • Law on the establishment of the Ministry of Finance • Public Accounts Law • Annual Budget Laws

Table 1.

	Indicator	Elements of budgeting system
Institutions	Predictability of resource and cost allocation methods	• Preparing the budget document • Introducing financial reform using foreign consultants • Organizing the country's treasury • Increasing tax collection power • Establishing the tax and finance organization • Preparing the budget according to the department and expenditure • Prohibiting the imposition of taxes based on personal opinion
	Social treaties, informal norms, social contracts	• Gradual elimination of tax collection based on personal opinion • Increase in public sensitivity towards the expenditure of the Royal Court
	Implementation methods	• The necessity of approving any type of government financial operation in the parliament • Inspection of all government revenues, expenses, and assets • Tax collection based on the law
Organizations	Permanent organizations	• National Consultative Assembly (permanent) • Ministry of Finance (permanent) • Audit Court (permanent)
	Type of organization	• Contractual
	Support for organizations	• Within the dominant coalition
Violence	Violence occurred	• The 1908 bombardment of the Majlis
	Groups with the capacity for violence	• Princes and nobles • Scholars • Businessmen • landowners • Western-educated intellectual elites • Russian and British governments
	Generation and distribution of rent	• Conversion of personal privileges of the dominant elite into written rights for them

Table 2. The budgeting system in the Iranian social order (1906–1925)

Indicator		Limited Access Order (LAO)			Impact of the budgeting system on the social order (1906–1925)
		Fragile	Stable	Mature	
Institutions	Institutional structure	Simple	Evolving	Complex	The institutional structure was very simple and based on Mostofi-ruled method, and it became more complex after the establishment of the budgeting system.
	Formal rules and social contracts	Non-existent	Forming	Formed	Along with the establishment of the budgeting system, formal rules and social contracts were also put in place.
	Implementation methods	Non-existent	Forming	Defined	Implementation methods that were previously non-existent gradually took shape.
	Predictability of rules and norms	Unpredictable	Some degree of predictability	Predictable	The approval of various laws increased predictability.
Organizations	Lifespan	Short-term	Mid-term	Permanent	Prior to the implementation of the budgeting system, only a limited number of organizations exited which were dependent on individuals. However, the budgeting system led to the establishment of mid-term and sometimes permanent organizations.

Table 2.

Indicator		Limited Access Order (LAO)			Impact of the budgeting system on the social order (1906–1925)
		Fragile	Stable	Mature	
Organizations	Type	Clientelistic	Clientelistic–contractual	Contractual– clientelistic	Contractual organizations, which did not exist before, began to emerge alongside the already existing clientelistic organizations.
	Degree of support for organizations	Only the state	Only the organizations within the dominant coalition	Organizations within and outside the dominant coalition	The approval of laws led to the creation of support for organizations within the dominant coalition.
	The number	A few	Growing	Many and growing	The approval and implementation of various laws led to an increase in the number of organizations.

Table 2.

	Indicator	Limited Access Order (LAO)			Impact of the budgeting system on the social order (1906–1925)
		Fragile	Stable	Mature	
Control of violence	Degree of violence	Too much	Some	Little	Initially, the elimination of rent exclusive to the dominant elite resulted in an increase in violence. However, violence decreased to some extent due to the resistance of revolutionary groups.
	Distribution of rent	Only in the ruling circle	The rule of law for the privileged	Some degree of rule of law for the public	Prior to the establishment of the budgeting system, rent generation and distribution in the provinces were dependent on the King, which would happen in in the states associated with the highest official. However, the implementation of the budgeting system made the generation and distribution of rent among the dominant elite subject to the law.
	Solution to the problem of violence	Through violence or threat of violence	Approval of laws to define the relationship between the dominant elite	Approval of laws for the public	The approval of laws defining the relationship between the dominant elite replaced violence or the threat of violence.

4. Conclusion

Prior to the Constitutional Revolution, the country's revenue and expenses were managed through a mostofi-ruled system that had been in place for nine centuries. However, following the Constitutional Revolution, several measures were taken to regulate the budgeting system. These measures included delegating the approval of all laws to the National Consultative Assembly (the parliament), establishing the budget commission and accounts commission in the parliament, requiring reports to be submitted to the accounts commission, defining the budget and its implementation period in the Public Accounts Law, assigning the responsibility of reviewing ministers' accounts, preventing illegal transfers, determining the accuracy or inaccuracy of the accounts to the Audit Court, preparing and preparing and implementing the budget, making the method of resource and cost allocation more predictable, and preventing financial misconduct and abuse in line with creating, amending, and enforcing official rules in budgeting. In addition, foreign consultants were employed to organize the country's public finance, tax collection power was increased, the country's treasury was organized, and tax collection based on personal opinion was prohibited.

The law on the establishment of Iran's tax system was also approved in order to increase the predictability of resource and cost allocation, along with devising implementation methods for laws and regulations and monitoring the financial affairs in the country. Official and unofficial treaties were also created regarding revenue and expenditure allocation. Furthermore, organizations were formed and supported to regulate the country's budget, including the National Consultative Assembly (the parliament) and its different commissions (e.g., Finance Commission, Accounts Commission, and Budget Commission), the Audit Court, the Ministry of Finance, the Central Accounts Office in each ministry, the commission on the revenue and expenses of each ministry, and the closure of offices in the Ministry of Finance, the Revenue Identification Office in the Ministry of

Finance, and the Central Treasury Office in the Ministry of Finance—possessing some form of permanent lifespan and contractual status. These measures aimed to control violence, expand the circle of dominant coalition, and change the way rent was generated and distributed by establishing a budgeting system. Therefore, important steps were taken between 1906 and 1925 towards converting the privileges of the dominant elite into rights.

While some researchers (e.g., Ali Akbar Shabiri Nezhad and Mohammad Ali Homayoun Katouzian,) consider the interval of 1925–1941 as the period of Iran's emerging budgeting system, the present study suggests that the main foundation of Iran's budgeting system had been laid during the Constitutional Revolution between 1906 and 1925. During this period, changes in the budgeting system occurred, and in the meantime, the political–economic system evolved from the fragile LAO to a stable LAO, which calls for more reflection.

Keywords: Budgeting System, Social Order, Violence Control, Institutions.

JEL Classification: D72, H61, H60, N45, N15.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۶۱-۱۰۴

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.61874.1009

اقتصاد سیاسی نظام بودجه‌ریزی در ایران براساس رهیافت نظم اجتماعی (۱۳۰۴-۱۲۸۵)

حمیدرضا قاسمی * دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

علی عرب مازار یزدی استادیار، گروه برنامه ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

رضا زمانی استادیار، گروه برنامه ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۲

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

چکیده

در رویکرد نهادگرایی جدید پیچیدگی‌های نظام بودجه‌ریزی ریشه در تطور تاریخی شکل‌گیری آن دارد. شناخت این تطور تاریخی از منظر نهادها و سازمان‌ها فهم پیچیدگی‌هایی را که امروز نظام بودجه‌ریزی کشور با آن روبه‌رو است آسان‌تر کرده است. این پژوهش با استفاده از رهیافت نظم‌های اجتماعی و تکیه بر سه عنصر نهادها، سازمان‌ها و کنترل خشونت به بررسی نظام بودجه‌ریزی ایران در فاصله سال‌های انقلاب مشروطه تا پایان سلسله قاجار پرداخته است. در این دوره تصویب قانون اساسی، نظام‌نامه داخلی مجلس، قانون تشکیل وزارت مالیه، قانون محاسبات عمومی، قانون دیوان محاسبات و نگارش قانون بودجه و همچنین پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها با محدود کردن دوره عمل بودجه انجام گرفته است. همچنین بررسی حساب وزرا، جلوگیری از انتقالات غیرقانونی، تهیه و تفریغ بودجه، افزایش قدرت وصول مالیات، ساماندهی خزانه کل کشور و ممنوعیت مقرر شدن مالیات بر اثر نظر شخصی و ارائه روش‌های اجرایی مرتبط با نظام بودجه‌ریزی همچنین تشکیل مجلس، کمیسیون بودجه مجلس، دیوان محاسبات، وزارت مالیه و کمیسیون رسیدگی به دخل و خرج وزارتخانه‌ها به بهبود کیفیت نهادها و افزایش سازمان‌های قراردادی با عمر دائمی در نظام بودجه‌ریزی انجامیده که این امر باعث کنترل خشونت شده است. با بررسی نظام بودجه‌ریزی، گروه‌های عضو ائتلاف غالب در دوره مورد بررسی را شاهزادگان، اشراف، اعیان، علما ، تجار، مالکان، طبقه روشنفکر و دولت‌های روس و انگلیس تشکیل می‌دادند. بررسی نهادها، سازمان‌ها و کنترل خشونت نشان می‌دهد که نظام بودجه‌ریزی از نظم دسترسی محدود شکننده به نظم دسترسی محدود پایه در این دوره گذار کرده است.

واژه‌های کلیدی: نظام بودجه ریزی، نظم های اجتماعی، کنترل خشونت، نهادها.

طبقه‌بندی JEL: D72, H61, H60, N45, N15 .

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: hr68_qasemi@yahoo.com

۱. مقدمه

در بیشتر جوامع، قدرت‌های سیاسی، اقتصادی، دینی و نظامی را نهادهایی خلق می‌کنند که سازمان‌ها و روابط انسانی را ساختارمند می‌کنند. این نهادها هم‌زمان امکان کنترل بر منابع و کارکردهای اجتماعی را به افراد می‌دهند و از این رهگذر، انگیزه‌های پیش روی افراد و گروه‌هایی که به خشونت دسترسی دارند را به نحوی شکل می‌دهند تا استفاده از خشونت را محدود کنند. این الگوهای سازمان‌دهی اجتماعی را نظم‌های اجتماعی می‌نامیم (North, et al., 2009).

جوامع درحال‌توسعه، خشونت را از طریق دخل و تصرف نظام سیاسی در منافع اقتصادی به‌منظور خلق رانت مهار می‌کنند به صورتی که گروه‌ها و افراد قدرتمند پرهیز از توسل به خشونت را به نفع خود می‌یابند. این نحوه سازمان‌دهی جامعه را یک نظم دسترسی محدود می‌نامند (North, et al., 2009).

باوجود شباهت‌های بنیادین حکومت‌های طبیعی، آن‌ها از بسیاری جهات متفاوت‌اند. تاریخ آن‌ها غنی و متنوع است و توانایی انواع گوناگون حکومت‌های طبیعی در پشتیبانی از سازمان‌ها در طبقه‌بندی ساده نورث و همکاران[1] از حکومت‌های طبیعی بازتاب یافته است. حکومت طبیعی شکننده قادر نیست از هیچ سازمانی به غیر از خود حکومت پشتیبانی کند. حکومت طبیعی پایه تنها در داخل چهارچوب حکومت از عهده پشتیبانی سازمان‌ها برمی‌آید. حکومت طبیعی بالغ، توانایی پشتیبانی طیف گسترده‌ای از سازمان‌های فرادستان بیرون از دایره کنترل مستقیم حکومت را دارد. توانایی پشتیبانی از سازمان‌ها (که تعاملات انسانی را ساختارمند می‌کنند)، یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده توسعه اقتصادی و سیاسی درون حکومت طبیعی است. همچنین نظام‌هایی که نهادهای آن از دسترسی آزاد و رقابت حمایت می‌کنند را نظم دسترسی باز می‌نامند که در آن یک توازن دوگانه بین رقابت سیاسی و دسترسی آزاد در اقتصاد برقرار است و هرکدام دیگری را تقویت می‌کنند.

از آنجایی که خلق قاعده‌مند رانت از طریق محدود کردن دسترسی‌ها در حکومت طبیعی تنها روشی برای پر کردن جیب ائتلاف مسلط نیست، بلکه ابزار اساسی کنترل خشونت به شمار می‌رود یکی از نهادهایی که وجود آن می‌تواند منبع تولید یا توزیع رانت

1. North, D., et al.

باشد، بودجه است. در واقع نظام سیاسی در حکومت طبیعی نظام اقتصادی و اجزای آن از جمله نظام بودجه‌ریزی را طوری دستکاری و آلت دست خود می‌کند که رانت تولید کرده و به‌واسطه آن تداوم و بقای نظم سیاسی تامین شود.

از آنجا که نهادها در رهیافت نظم اجتماعی در کنار خشونت و نقش سازمان‌ها سه رکن اساسی را تشکیل می‌دهد، لازم است تا نهادهای شکل‌دهنده و تکمیل‌کننده نظام بودجه‌ریزی در دوره مورد بررسی شناسایی و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند و در کنار مساله خشونت و نقش سازمان‌ها نگاه تازه‌ای به‌نظام بودجه‌ریزی ایران معاصر شکل گیرد.

براساس رهیافت نظریه نظم‌های اجتماعی، حل مشکل خشونت در جوامع با دسترسی محدود از طریق توزیع رانت بین فرادستان انجام خواهد گرفت. در کشورهای توسعه‌نیافته و درحال‌توسعه یکی از ابزارهای توزیع رانت، بودجه سالانه است و گروه‌های فرادست با استفاده از اهرم فشار سعی در استفاده حداکثری از این رانت دارند.

فرآیند انتخاب بین گزینه‌های ممکن در نظام بودجه‌ریزی تابع نحوه برخورد با مساله خشونت، نهادها و سازمان‌ها به عنوان سه عنصر کلیدی رهیافت نظم اجتماعی است.

مساله اساسی این پژوهش بررسی پویایی‌های نظام بودجه‌ریزی و فراز و فرودهای آن از منظر رهیافت خشونت و نظم‌های اجتماعی است. در سطح نهادها، ایجاد، اصلاح، حذف و اجرای قواعد رسمی و قوانین نوشته شده در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی، قابلیت پیش‌بینی‌پذیری نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها، ارائه روش‌های اجرایی مرتبط با نظام بودجه‌ریزی و ایجاد، اصلاح یا حذف معاهدات اجتماعی رسمی، هنجارهای غیررسمی، پیمان‌های اجتماعی و باورهای مشترک در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی بررسی می‌شود. همچنین در سطح سازمان‌ها، عمر سازمان‌ها، نوع سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی و نقش نظام بودجه‌ریزی در پشتیبانی از سازمان‌های درون و بیرون از ائتلاف مسلط باعث کنترل خشونت افزایش تعداد گروه‌های برخوردار از رانت، تبدیل امتیازات فرادستان به حقوق در اثر استقرار یا توسعه نظام بودجه‌ریزی مورد بررسی قرار خواهند گرفت و تحولات نظام بودجه‌ریزی به واسطه بررسی تحولات مجموعه این متغیرها در سطوح سه‌گانه مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

این پژوهش به دنبال آن است که مشخص کند آیا پایه‌های اولیه بودجه‌ریزی در ایران مبتنی بر یک نظم دسترسی باز بوده یا تشکیل آن در یک نظم دسترسی محدود با سازمان‌ها و نهادهای مختص این نظم و تولید توزیع رانت برای کنترل خشونت بوده است. با توجه به اهمیت تاریخ و وابستگی به مسیر طی شده شناخت سازمان‌ها و نهادهای به وجود آمده در نظام بودجه‌ریزی، سیر تکاملی آن‌ها و نحوه کنترل یا عدم کنترل خشونت به وسیله این نظام شناختمان از این نظام را بیشتر و نحوه مواجهه با مسائل و مشکلات جاری آن را مشخص‌تر خواهد کرد.

در این پژوهش ابتدا مبانی نظری رهیافت نظم‌های اجتماعی و نظام بودجه‌ریزی در رهیافت خشونت و نظم‌های اجتماعی مطرح می‌شود. در ادامه ضمن مروری بر مطالعات مرتبط صورت گرفته، تحولات نظام بودجه‌ریزی ایران براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی در فاصله سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ براساس عناصر سه‌گانه نهادها، سازمان‌ها و کنترل خشونت در زیربخش‌های معرفی شده برای هر بخش مورد بررسی قرار می‌گیرد و در پایان نیز روند تغییرات نظام بودجه‌ریزی براساس متغیرهای بررسی شده جمع‌بندی می‌شود.

۲. مبانی نظری

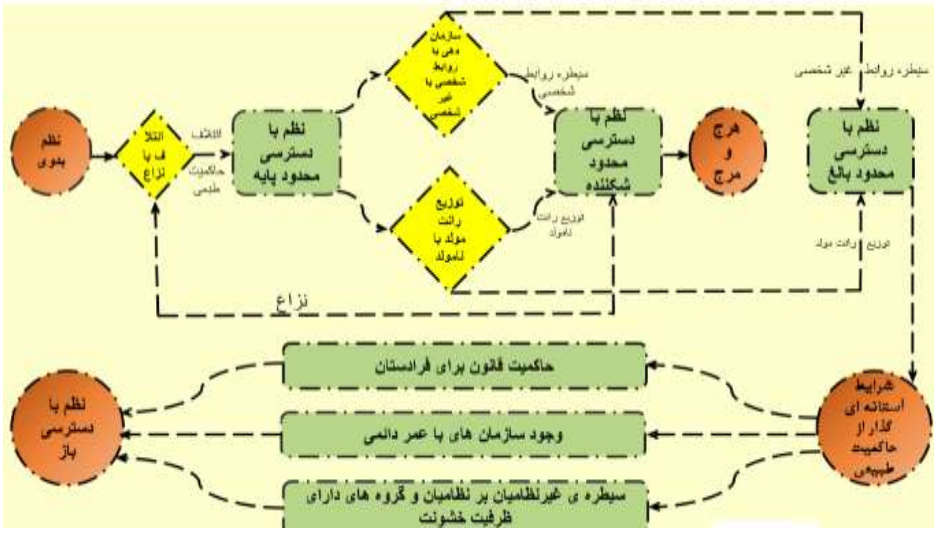
در بررسی نظام بودجه‌ریزی ایران تاکنون از نظریات مختلف اقتصاد سیاسی استفاده شده است. از جمله مهم‌ترین این پژوهش‌ها می‌توان به خضری (۱۳۸۴)، میرشجاعیان و رهبر (۱۳۹۱)، مومنی و زمانی (۱۳۹۲) و زمانی (۱۳۹۸) اشاره کرد. در این پژوهش فقط اقتصاد سیاسی نظام بودجه‌ریزی ایران در فاصله بین سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ و براساس رهیافت خشونت و نظم‌های اجتماعی بررسی خواهد شد و به مرور سایر نظریات مرتبط نخواهیم پرداخت.

۲-۱. نظم دسترسی محدود

مشکل خشونت در نظم‌های دسترسی محدود که آن را حکومت طبیعی نیز می‌نامند به وسیله تشکیل ائتلاف مسلط دارای امتیازات ویژه کاهش می‌یابد. در حکومت طبیعی نظام سیاسی به وسیله دستکاری نظام اقتصادی رانت تولید کرده و بقای خود را تامین می‌کند (North, et al., 2009).

در طبقه‌بندی نورث، والیس و وینگاست توانایی پشتیبانی انواع مختلف حکومت طبیعی از سازمان‌ها عامل مهم طبقه‌بندی انواع مختلف حکومت طبیعی (شکننده، پایه و بالغ) است. در حکومت طبیعی شکننده، حکومت هنگام بروز خشونت‌های داخلی و خارجی از عهده بقای خود برنمی‌آید. در چنین حکومتی که دارای ساختارهای نهادی ساده است، ارتباطات شخصی اعضای ائتلاف مسلط بسیار مهم است. نوعی از حکومت که نسبت به حکومت طبیعی شکننده ساختار سازمانی پایدارتری برای حکومت به وجود آورد را حکومت طبیعی پایه می‌نامند. هنگامی که حکومت بتواند ترتیبات بادوام‌تری را در درون سازمان حکومت به وجود آورده و نظم‌دهی کند از حکومت طبیعی شکننده به حکومت طبیعی پایه حرکت کرده است. در حکومت طبیعی پایه، سازمان‌های خصوصی بیرون از دایره ائتلاف مسلط شانس حمایت حکومت را نخواهند داشت. نوع مترقی حکومت طبیعی که توانایی حمایت از سازمان‌های فرادست خارج از دایره ائتلاف مسلط را دارد و از نهادهای بادوامی برای حکومت برخوردار است، حکومت طبیعی بالغ نامیده می‌شود (North, et al., 2009). توسعه در حکومت طبیعی بر اساس نمودار (۱) خواهد بود.

نمودار ۱. توسعه در حکومت طبیعی



منبع: قاراخانی و همکاران، ۱۳۹۸

۲-٤. نظام بودجه‌ریزی در رهیافت نظم‌های اجتماعی

یکی از محدودیت‌های اساسی موجود در بررسی نظام بودجه‌ریزی در رهیافت نظام اجتماعی عدم پرداختن به زیرنظام‌ها در مطالعات مختلف انجام شده است. در واقع پژوهشگرانی که این رهیافت را در جوامع مختلف بررسی کرده‌اند به صورت کلی سیر تاریخی جوامع را بررسی کرده و در مورد خرده نظام‌هایی از جمله نظام‌بودجه‌ریزی، ادبیات نظری‌ای موجود نیست. همچنین نورث، والیس و وینگاست در بررسی‌های خود به موضوع استعمار خارجی توجه نکرده‌اند در حالی که در تاریخ معاصر ایران همواره استعمار خارجی به عنوان یکی از اعضای دارای ظرفیت خشونت حضور پررنگ دارد.

در نظم دسترسی محدود، خشونت به واسطه تولید و توزیع رانت مهار می‌شود و دولت با ایجاد محدودیت در دسترسی تشکیل سازمان‌های اقتصادی و سیاسی رانت تولید کرده و آن را بین فرادستان توزیع می‌کند. همچنین گروه‌های دارای ظرفیت خشونت بر تصمیمات در حوزه سیاست‌گذاری به منظور بهره‌برداری حداکثری از رانت تولید اثر می‌گذارند. در چنین محیطی منابع بودجه‌ای به منظور تولید و توزیع رانت با فشار گروه‌های دارای ظرفیت خشونت به راحتی قابل دستکاری و جهت دهی است. به عبارت دیگر، منابع بودجه نه در راستای به حداکثر رساندن منفعت جمعی و منافع اکثریت، بلکه با هدف کنترل خشونت به واسطه تولید و توزیع رانت برای فرادستان جهت‌دهی می‌شوند.

در بررسی نظام بودجه‌ریزی در رهیافت نظم‌های اجتماعی پرداختن به سه عنصر خشونت، سازمان‌ها و نهادها دارای اهمیت است. همان‌طور که در این چهارچوب مفهومی بیان می‌شود حل مشکل خشونت با حذف خشونت میسر نمی‌شود. در بهترین حالت می‌توان خشونت را مهار یا مدیریت کرد و یکی از ابزارهای کنترل خشونت رانتی است که در نظم دسترسی محدود توزیع می‌شود و یکی از عناصر مهم در دسترسی به رانت، بودجه است. پس در واقع شناسایی گروه‌های ذی‌نفع و دارای ظرفیت خشونت به درک بهتر از چگونگی ساختارمندی نظام بودجه‌ریزی کمک می‌کند. موضوع دیگر، نهادهایی است که یک نظام در آن تولد یافته، ادامه حیات داده یا رشد کرده است.

مساله مهم دیگر، سازمان‌هایی است که نظام بودجه‌ریزی به وجود آورده یا بر آن تاثیرگذار بوده است. اینکه سازمان‌ها براساس رابطه مرید و پیرو به وجود آمده‌اند یا از نوع

سازمان‌های قراردادی هستند نیز از اهمیت زیادی برخوردار است و یکی از ارکان شناسایی محیط دسترسی در رهیافت نظم اجتماعی به‌حساب می‌آید.

به تعبیر نورث، والیس و وینگاست در نظریه نظم‌های اجتماعی روش برخورد با خشونت در نهادها و سازمان‌ها حک شده است. نهادها و سازمان‌های موجود، مساله خشونت را کنترل یا باعث خشونت بیشتر خواهند شد. همچنین کنترل خشونت می‌تواند باعث به وجود آمدن نهادها و سازمان‌ها شود. رابطه دوسویه بین کنترل خشونت و نهادها و سازمان‌ها در نظم دسترسی محدود با هدف تولید و توزیع رانت شکل خواهد گرفت. خرده نظام‌های موجود در نظام دسترسی محدود به ابزارهایی برای تولید و توزیع رانت به منظور کنترل خشونت تبدیل خواهند شد. یکی از مهم‌ترین این خرده نظام‌ها، نظام بودجه‌ریزی است. نظام بودجه‌ریزی عبارت است از مجموعه نهادها و سازمان‌هایی که قدرت‌های سیاسی، اقتصادی، دینی و نظامی را به منظور کنترل بر منابع بودجه‌ای خلق می‌کنند و به واسطه منابع موجود، انگیزه‌هایی پیش‌روی افراد و گروه‌هایی که به خشونت دسترسی دارند، می‌گذارند تا استفاده از خشونت را محدود کنند. علاوه بر این، نظام بودجه‌ریزی در سیر تحولات خود بر خلق، توسعه، تضعیف، تثبیت یا حذف نهادها و سازمان‌های مرتبط بسته به نوع نظام دسترسی محدود اثرگذار خواهد بود.

۲-٤-۱. نهادها

نهادها، قیودی هستند که از جانب انسان‌ها به منظور شکل‌دهی روابط متقابلشان وضع می‌شوند و انگیزه‌های نهفته در روابط سیاسی، اقتصادی و اجتماعی بین انسان‌ها را ساختارمند می‌کنند. نهادها عبارتند از: قواعد رسمی، معاهدات اجتماعی رسمی، هنجارهای غیررسمی، پیمان‌های اجتماعی، قوانین نوشته شده، باورهای مشترک درباره جهان و روش‌های اجرای قواعد (North, 2010).

شناخت نهادها در نظام بودجه‌ریزی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی به منظور شناخت تحولات در فرآیند درون حکومت طبیعی از شکننده به پایه و از پایه به بالغ یا برعکس، مستلزم این است که:

- ایجاد، اصلاح و حذف قواعد رسمی و قوانین نوشته شده در راستای شکل گیری نظام بودجه‌ریزی
- پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها
- ارائه روش‌های اجرایی مرتبط با نظام بودجه‌ریزی
- به وجود آمدن، اصلاح یا حذف معاهدات اجتماعی رسمی، هنجارهای غیررسمی، پیمان‌های اجتماعی و باورهای مشترک در راستای حاکمیت قانون در نظام بوجه‌ریزی

مورد بررسی قرار گیرد.

۲-٤-۲. سازمان‌ها

سازمان‌ها، گروهی از افراد هستند که برای نیل به اهداف مورد نظر با نیتی مشترک گرد هم آمده‌اند (North, et al., 2009).

در روند تحول سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی باید موارد زیر را بررسی کرد:

- عمر سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی
- نوع سازمان‌ها (قراردادی یا مریدی) در نظام بودجه‌ریزی
- نقش نظام بودجه‌ریزی در پشتیبانی از سازمان‌های درون و بیرون از ائتلاف مسلط
- تعداد سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی.

۲-٤-۳. کنترل خشونت

استفاده از خشونت یا تهدید به استفاده از خشونت از سوی گروه‌های مختلف که ناظر بر خشونت سازمان یافته است در قالب برخورد فیزیکی یا تهدید قهری بروز می‌یابد. خشونت برونداد ساختار نهادها و سازمان‌هاست (North, et al., 2009).

کنترل خشونت نتیجه استقرار نهادها و سازمان‌هایی است که مبادلاتشان با افراد کمتر شخصی باشد. در مساله کنترل خشونت به واسطه نظام بودجه‌ریزی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی باید موارد زیر را بررسی کرد:

- نقش نظام بودجه‌ریزی در کنترل یا تشدید خشونت

- شناخت گروه‌های دارای ظرفیت خشونت بواسطه نظام بودجه‌ریزی
- تاثیرات نظام بودجه‌ریزی بر انواع رانت‌های تولیدی و نحوه توزیع آن.

۳. مروری بر مطالعات انجام‌شده

ذکر این نکته حائز اهمیت است که رهیافت نظم اجتماعی تاکنون تنها به صورت کلی در کشورهای مختلف بررسی شده و در ایران نیز پژوهش زمانی و مومنی (۱۳۹۲) به این موضوع پرداخته، اما زیر نظام‌ها از جمله نظام بودجه‌ریزی براساس این رهیافت در هیچ کشوری بررسی نشده است. به همین دلیل در مرور مطالعات انجام شده بر اقتصاد سیاسی بودجه‌ریزی تاکید شده و چگونگی اثرگذاری بودجه بر گروه‌های سیاسی مختلف و تاثیرگروه‌های فشار بر نظام بودجه‌ریزی و بودجه مورد توجه قرار گرفته است.

۳-۱. مطالعات داخلی

شبیری‌نژاد (۱۳۷۵) در «گستره مالی و ساختار بودجه‌ای ایران» بیان می‌کند که نابسامانی‌های مالی و کسری‌های رو به گسترش دخل و خرج دولت در اواخر دوران قاجار سبب شد که اصلاح مالیه به عنوان یک خواست ملی در زمره هدف‌های اصلی انقلاب مشروطیت جای گیرد. آشفتگی‌های سیاسی و اجتماعی آن دوران تلاش را به اقتباس قواعد و صورت‌های بودجه‌ای معمول در غرب محدود کرد. بیگانگی این قواعد و صورت‌های اقتباس شده با ملاحظات حاکم بر محیط اجتماعی و اقتصادی ایران به گسیختگی بیشتر امور مالیه عمومی انجامید، اما سال‌های بین ۱۳۰۴ تا ۱۳۲۰ دوران شکل‌گیری نظام تازه‌ای از بودجه‌ریزی دولت ایران است که تحولات آن در سال ۱۳۱۹ به تکامل خود رسید و نمای هزینه‌های بودجه‌ای در این سال به لحاظ طبقه‌بندی مالی با ۷۰ ستون دارای وسعت بی‌سابقه‌ای بود.

خضری (۱۳۸۴) در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد سیاسی رانت‌جویی در بودجه‌ریزی دولتی ایران» به بررسی فرآیند رانت‌جویی در نظام بودجه‌ریزی دولتی ایران می‌پردازد با این هدف که چهارچوبی تحلیلی برای درک بهتر فرآیند رانت‌جویی در بودجه‌ریزی دولتی کشور به دست دهد. در این مقاله، ابتدا مساله مورد مطالعه با رویکرد نظریه «انتخاب عمومی» تبیین می‌شود، سپس الگوهای تعامل میان تامین‌کنندگان منابع عمومی و تیم

سیاسی بررسی می‌شود. در این خصوص چهار الگوی تعاملی اقناع مالی، مبادله مالی، اجبار مالی و امتناع مالی شناسایی و تحلیل می‌شوند. در پایان نیز با شیوه رانت‌جویی طیف کارگزاران بودجه‌ریزی دولتی (تامین‌کنندگان منابع عمومی، سیاستمداران، بوروکرات‌ها و گروه‌های فشار) سازوکارهایی تحلیل می‌شوند که به نظر می‌رسد به تسهیل این فرایند در ایران کمک می‌کنند.

میرشجاعیان و رهبر (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «تحلیل کمی الگوی اقتصاد سیاسی تخصیص بودجه‌های استانی در ایران» تلاش می‌کنند تا با شناخت الگوی اقتصاد سیاسی بودجه‌ریزی منطقه‌ای به بررسی کمی متغیرهای اقتصادی و سیاسی موثر بر شیوه تخصیص بودجه‌های جاری، عمرانی و کل استانی در ایران بپردازند. نتایج نشان می‌دهند که رفتار بودجه‌ریزی استانی در ایران کارایی محور و نه برابری محور است. نتایج متغیرهای سیاسی نشان می‌دهد که دولت در سال برگزاری انتخابات ریاست جمهوری، بودجه‌های بیشتری را به استان‌های با مشارکت انتخاباتی کمتر و بارای‌دهندگان مردد و با نوسان هدایت کرده است.

مؤمنی و زمانی (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان «تحلیل الگوی توسعه ایران بین دو انقلاب مبتنی بر اقتصاد سیاسی و نظم اجتماعی» به بررسی توسعه ایران از رهیافت اقتصاد سیاسی و نظم اجتماعی می‌پردازند. در این مقاله و مبتنی بر چهارچوب نظم اجتماعی و اقتصاد سیاسی نشان داده شده است که نظم اجتماعی ایران بین دو انقلاب، نظم دسترسی محدود بوده و نهادها در این نوع نظم به‌گونه‌ای طراحی و ساماندهی شده‌اند که سطح دسترسی به سازمان‌های اقتصادی و سیاسی کنترل و محدود شود.

زمانی (۱۳۹۸) با بررسی روند شکل‌گیری و تغییرات بودجه‌ریزی در ایران از انقلاب مشروطه تاکنون نشان داده است که نظام بودجه‌ریزی کشور یک تعادل سیاسی ناکاراست که به عدم تعادل‌های حقوقی و اقتصادی منجر می‌شود. این پژوهش نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از فرآیند بودجه‌ریزی در کشور قائم به شخص بوده و این ویژگی یکی از عوامل اصلی تعادل ناکارای بودجه‌ریزی در ایران است.

۳-۲. مطالعات خارجی

کاتوزیان[1] (۱۹۸۱) در «اقتصاد سیاسی ایران» بودجه‌ریزی تا قبل از مشروطیت را برآوردی از درآمدها و هزینه‌ها که در هیچ‌سالی نیز درست درنمی‌آمد، معرفی می‌کند. به بیان وی، بودجه همواره کسری داشت، اما این امر تنها به معنای برنامه‌ریزی و پیش‌بینی فزونی هزینه‌ها بر درآمدها نبود و درنتیجه حکومت معمولا در تامین تعهدات مالی و بازپرداخت وام‌هایش عاجز بود و این امر تا پایان سلطنت قاجارها ادامه داشت.

اسکالی[2] (۱۹۹۱) در پژوهشی با عنوان «رانت‌جویی در بودجه‌های دولتی ایالات متحده (۱۹۰۰-۱۹۸۸)» به بررسی رانت‌های ایجاد شده در اثر تغییر قوانین و مقررات مالی می‌پردازد. اسکالی بیان می‌کند که افزایش نرخ‌های مالیاتی باعث ایجاد فرصت رانت‌جویی از طریق تخصیص مجدد بودجه در ایالات متحده شده و خروج منابع از اقتصاد مولد برای دنبال کردن مقاصد رانت‌جویانه باعث کاهش نرخ رشد واقعی اقتصاد شده است.

هالربرگ[3] و مریر[4] (۲۰۰۱) در پژوهشی با عنوان «اقتدار اجرایی، رای شخصی و انضباط بودجه در کشورهای آمریکای لاتین» به این نتیجه رسیده‌اند که نهادهای سیاسی بر انضباط بودجه‌ای اثرگذارند و مشکلات موجود در سطح دولت و قوه مقننه متفاوت است. در حالی که وزرا به جای برآورد پیامدهای تصمیمات اقتصادی بر جامعه به فکر وزارتخانه خود هستند، نمایندگان مجلس در فکر تاثیرگذاری تصمیمات بر انتخابشان هستند و راهکار کاهش مشکل در وجود یک بازیگر مرکزی قوی مثل وزیر دارایی در سیستم‌های تک حزبی یا پارلمانی است.

سانتیسو[5] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان «نهادهای بودجه و مسئولیت مالی، پارلمان‌ها و اقتصاد سیاسی فرآیند بودجه» بیان می‌کند هنگامی که اختیارات اجرایی به اندازه کافی توسط مکانیزم‌های مشخص مهار نمی‌شود بر خطرات اختیارات اجرایی می‌افزاید. پس مشارکت هدفمندتر پارلمان‌ها در نظارت بر بودجه ممکن است به کشورها در پاسخگویی

1. Katoozian, M. A. H.
2. Scally, G. W.
3. Hallberg, M.
4. Marier, P.
5. Santiso, C.

بیشتر در مدیریت مالیه عمومی کمک کند، اما چالش اساسی این است که چگونه می‌توان مزایای قدرت اجرایی قوی برای انضباط مالی را در کنار وجود نهادهای پاسخگو و کنترل‌کننده به وجود آورد.

آبولفیا و همکاران[1] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با عنوان «چه کسی هزینه‌های عمومی را تعیین می‌کند؟ تجزیه تحلیل اقتصاد سیاسی در فرایند بودجه، مطالعه موری آرژانتین» به تجزیه و تحلیل اقتصاد سیاسی بودجه در کشور آرژانتین می‌پردازند. سپس با بررسی فرآیندهای سیاست‌گذاری و نتایج سیاست‌ها، آثار آن بر بودجه را بررسی می‌کنند. هدف این مقاله تنظیم چهارچوب نهادی برای آماده‌سازی، تایید، اجرا و کنترل بودجه است. علاوه بر این، بازیگران رسمی و غیررسمی در فرآیند بودجه‌ریزی شناسایی‌شده و انگیزه و نحوه تعاملات آن‌ها معرفی می‌شود.

پرز[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «رئیس جمهور، کنگره و بودجه‌ریزی در آرژانتین و مکزیک؛ نقش نهادهای غیررسمی» به این موضوع می‌پردازد که چگونه نهادهای غیررسمی بر تخصیص منابع توسط رئیس‌جمهور در آرژانتین و مکزیک در فاصله سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۶ اثرگذار بوده است و پاسخ می‌دهد که این امر به وسیله اثرگذاری بر نهادهای کلان غیررسمی (کنترل نامزدها و مشاغل سیاسی) و نهادهای خرد (تفویض اختیارات و استفاده تاکتیکی از داده‌های اقتصادی) صورت پذیرفته است.

بررسی مطالعات انجام شده در زمینه اقتصاد سیاسی در کشورهای مختلف حاکی از اثرگذاری متقابل نهادهای سیاسی و نظام بودجه‌ریزی بر یکدیگر است. نهادهای رسمی و غیررسمی و بازیگران رسمی و غیررسمی نقش محوری در نظام بودجه‌ریزی کشورهای در حال توسعه دارد و این امر لزوم کنترل سیاسی بر نظام بودجه‌ریزی را ضروری می‌کند. مطالعات انجام شده در اقتصادی سیاسی بودجه‌ریزی ایران نیز بر رانت‌جویی در نظام بودجه‌ریزی و عدم تعادل‌های اقتصادی و حقوقی و مناسبات قائم به شخص در این نظام تاکید دارد که هم‌سو با مطالعات خارجی در کشورهای با نظم دسترسی محدود است.

1. Abuelafia, E.
2. Perze, L. G. B.

٤. تحولات نظام بودجه‌ریزی در ایران از ۱۲۸۵ تا ۱۳۰٤ براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی

از حکومت سلجوقیان تا آغاز انقلاب مشروطه یک ساختار غیرمتمرکز شبیه نظام مستوفی‌گری بر امور مالی ایران حاکم بود (لامعی، ۱۳۸۷) و قسمت مهم عایدات و مخارج کشور در هیچ جایی نوشته نمی‌شد (مصدق، ۱۳۴۴). در واقع آنچه تا قبل از پیدایش اندیشه‌های مشروطیت تحت عنوان نظام دخل و خرج مملکت قابل مشاهده است با آنچه امروز در قالب نظام بودجه‌ریزی می‌شناسیم، تفاوت بسیار داشت.

چنانچه بخواهیم تحولات حادث شده در فاصله بین انقلاب مشروطیت تا پایان سلطنت قاجارها را براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی مورد واکاوری قرار دهیم باید این تحولات در سه عنصر کانونی نهادها، سازمان‌ها و چگونگی کنترل خشونت براساس معیارهای معرفی شده در هر یک از این سه عنصر مورد بررسی قرار گیرد. در واقع رهیافت نظم‌های اجتماعی کنترل خشونت به وسیله نهادها و سازمان‌ها و تعاملات فی مابین آن‌ها صورت می‌پذیرد.

٤-۱. نهادها

ایجاد قواعد رسمی، هنجارهای غیررسمی و ارائه راهکارهای اجرای قوانین در نظام بودجه‌ریزی که باعث پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها می‌شود از جمله مهم‌ترین زمینه‌های قابل ارزیابی در نهادها در تحولات نظام بودجه‌ریزی براساس رهیافت خشونت و نظم‌های اجتماعی است.

٤-۱-۱. ایجاد، اصلاح و حذف قواعد رسمی و قوانین نوشته شده در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی

در بررسی نهادها، پرداختن به ایجاد، اصلاح یا حذف قواعد رسمی و قوانین نوشته شده اهمیت بسیاری دارد. در بررسی تحولات نظام بودجه‌ریزی در حالی که تا قبل از انقلاب مشروطه قانون مدونی در این زمینه وجود نداشت و با غلبه روابط شخصی در دخل و خرج مملکتی روبه‌رو هستیم با وقوع انقلاب مشروطه و حوادث سال‌های بعد از آن با تهیه،

تدوین و تصویب قوانین مختلف از جمله قوانین بودجه سالیانه، قانون اساسی مشروطیت، تدوین نظام‌نامه داخلی مجلس شورای ملی، تصویب قانون تشکیل وزارت مالیه، تصویب قانون محاسبات عمومی و قانون دیوان محاسبات در فاصله بین سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ هجری خورشیدی، نظام بودجه‌ریزی جدیدی استقرار یافت و به صورت تدریجی شکل‌گیری آن آغاز شد.

در ادامه و به ترتیب تصویب قوانین و با ذکر جزییات اثرگذاری هرکدام از قواعد و قوانین رسمی ذکر شده بر نظام بودجه‌ریزی کشور بررسی خواهد شد.

٤-١-١-١. قانون اساسی مشروطیت- مصوب ۱۲۸۵

با وقوع انقلاب مشروطه و تصویب قانون اساسی مشروطیت، سلطنت مشروطه جایگزین حکومت استبدادی و تمرکز امور و تصمیم‌گیری‌ها از دربار به مجلس شورای ملی منتقل شد. انتقال قدرت از دربار به مجلس به صراحت در ماده شانزدهم سندی که بعدها به قانون اساسی شهرت یافت، آورده می‌شود. از آنجا که با وقوع انقلاب مشروطه یکی از مهم‌ترین مسائلی که پیش‌روی مشروطه‌خواهان قرار داشت انضباط‌بخشی به دخل و خرج مملکت بود، این قانون با تفویض اختیارات به مجلس شورای ملی گامی مهم در این راستا برداشت و مسیر را برای تشکیل سازمان‌ها ونهادهای مرتبط هموار کرد.

٤-١-١-٢. نظام‌نامه داخلی مجلس شورای ملی

در این قانون اجازه تشکیل کمیسیون قوانین مالیه (ماده پانزدهم)، کمیسیون محاسبات (ماده شانزدهم) و کمیسیون بودجه (ماده نوزدهم) در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی در مجلس شورای ملی صادر شد. به استناد این قانون تمامی مطالبات راجع به بودجه سال بعد، تمامی لوایح و طرح‌های قانونی که موجب تغییر دخل و خرج سال بعد شود و هرگونه تقاضای وجوه اضافی یا فوق‌العاده برای سال جاری یا سال گذشته باید به تصویب کمیسیون بودجه مجلس برسد. از دیگر قواعد رسمی و قوانینی که موجب شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی به واسطه این قانون شد می‌توان به یک شوری بودجه (ماده پنجاه و نهم)، عدم امکان پیشنهاد یا اصلاح طرحی که موجب ازدیاد مقرری، مدد معاش یا وظیفه باشد (ماده

شصت و پنجم)، اصل سالانه بودن بودجه و لزوم ارائه گزارش کمیسیون محاسبات (ماده یکصدوسی هفتم) در پایان هر سال اشاره کرد.

٤-١-١-٣. قانون تشکیل وزارت مالیه کل مملکت-٢١ رجب ١٣٢٣

جلوگیری از تجاوز و تفریط مالیه مملکت، تهیه لایحه بودجه کل و تهیه لایحه تفریغ بودجه از مواردی بود که براساس قانون تشکیل وزارت مالیه کل مملکت به وزارت مالیه سپرده شد و گامی اساسی در راستای تقویت نظام بودجه‌ریزی و تعیین متولی برای ارائه بودجه مملکتی به شمار می‌آید.

٤-١-١-٤. قانون محاسبات عمومی- ٢١ صفر ١٣٢٩

اولین و مهم‌ترین قانونی که در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی ایران در دوران مشروطیت به تصویب مجلس شورای ملی رسید، قانون محاسبات عمومی، مصوب ۲۱ صفر ۱۳۲۹ قمری بود. این قانون که مشتمل بر ۵۷ ماده است، اولین بار به تعریف بودجه مملکتی (ماده یکم) و دوره عمل (ماده دوم) آن می‌پردازد. براساس این قانون، تهیه و تصویب بودجه، تعیین بودجه‌های عایدات و مخارج، تشخیص، حواله و تادیه مخارج، رسیدگی به حساب مخارج و وزرا (ماده چهل و یکم)، محاسبات کل مالیه، تفریغ بودجه (ماده چهل و پنجم) و تعیین مخارج موجب انتظام بخشی بیشتر به نظام بودجه‌ریزی شد.

٤-١-١-٥. قانون دیوان محاسبات- ٢٣ صفر ١٣٢٩

نظارت و تفتیش مجلس شورای ملی در کل عایدات، مخارج و اموال دولت (ماده سی و ششم)، بررسی حساب وزارتخانه‌ها (ماده سی و نهم)، بانک‌ها و کمپانی‌های داخلی و خارجی و اشخاص دارای امتیاز (ماده چهلم)، مراقبت از تجاوز مخارج از بودجه مصوب، جلوگیری از انتقالات غیرقانونی (اصل تخصیص- ماده چهل و نهم)، رسیدگی به حساب‌ها و تعیین صحت یا عدم صحت آن (ماده پنجاه و پنجم) در قانون دیوان محاسبات موجب شکل‌گیری بیشتر نظام بودجه‌ریزی شد.

٤-١-١-٦. قانون بودجه

هرچند بودجه ۱۲۸۹ با ترور صنیع‌الدوله هدایت به تصویب نرسید، اما به زیربنای اصلی بودجه‌ریزی کشور تبدیل شد و پایانی بر نهاد مستوفی‌گری در ایران بود. در لایحه بودجه مورد اشاره علاوه بر تجمیع درآمدها و هزینه‌های دولت، اطلاعات نیازهای مالی مجلس شورای ملی، دربار و هشت وزارتخانه دولت گردآوری شده بود و به دنبال آن نظام مستوفی‌گری از مالیه کشور رخت بر بسته و نظام بودجه‌ریزی جدید بر مبنای دستگاه- هزینه جایگزین آن می‌شود. این لایحه بودجه که با تکیه بر اصول شاملیت و جامعیت در بودجه‌ریزی تنظیم شده بود و دارای اطلاعات درآمدی و هزینه‌ای طبقه‌بندی شده مرسوم آن زمان بود با ترور نگارنده‌اش به جایی نرسید، اما آغازی بر نگارش جدید سند بودجه در نظام بودجه‌ریزی ایران بود که باعث پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها شد (شبیری‌نژاد، ۱۳۷۵)

البته که تا سال ۱۳۰۰ بودجه‌ای به تصویب نرسید، اما مشروح مذاکرات مجلس شورای ملی نشان می‌دهد تهیه و تنظیم بودجه ازجمله مهم‌ترین و شاید مهم‌ترین موضوع مورد بحث در آن دوران بوده است که سرانجام با ارائه بودجه جداگانه وزارتخانه‌های جنگ، امور خارجه، فوائد عامه، معارف و مالیه و دربار سلطنتی و ریاست وزرا در سال‌های ۱۳۰۱ و ۱۳۰۲ ختم شد و ماه‌های ابتدایی سال ۱۳۰۳ نیز با اجازه پرداخت‌های یک‌دوازدهم سپری شد. سرانجام در ۱۱ جدی ۱۳۰۳ قانون بودجه کل مملکتی ارائه و تخصیص بودجه به وزارتخانه‌ها نیز منوط به ارائه بودجه تفصیلی هر وزارتخانه شد. براساس ماده ۸ این بودجه، جابه‌جایی اعتبارات ممنوع شد. پس از آن و در سال ۱۳۰۴ در قالب ۶ قانون اجازه پرداخت‌های یک و دو دوازدهم برای این سال صادر شد، اما در نهایت در ۲۱ بهمن ۱۳۰۴ قانون بودجه سال ۱۳۰۴ مملکت تصویب شد که از مهم‌ترین مصوبات آن تمرکز وجوه در خزانه‌داری کل بود (مذاکرات مجلس شورای ملی- دور دوم).

٢-١-٤. پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها

تا قبل از انقلاب مشروطیت چیزی تحت عنوان سند بودجه وجود نداشت، عدم وجود سند بودجه حاکی از عدم توان پیش‌بینی و تجمیع درآمدها و عدم تخصیص اصولی و مبتنی بر

ضابطه در قسمت هزینه‌هاست. در رهیافت نظم‌های اجتماعی عدم وجود سند بودجه نمونه بارز غلبه روابط شخصی و رفتارهای مبتنی بر سلیقه به جای حاکمیت قانون است و درست به همین دلیل است که در پی نوشتن اولین لایحه بودجه در سال ۱۲۸۹ هجری شمسی که به بودجه صنیع‌الدوله معروف شد، نگارنده آن (صنیع‌الدوله هدایت) به دلیل آنچه در رهیافت نظم‌های اجتماعی حذف رانت می‌نامیم که منجر به بروز خشونت می‌شود، ترور و نخستین لایحه بودجه ناکام ماند.

اقدام دیگری که در راستای پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع رخ داد به‌کارگیری مستشاران خارجی از سال ۱۲۹۰ با هدف سامان دادن به مالیه عمومی و افزایش قدرت وصول مالیات و سر و ساماندهی به خزانه کل کشور بود. در سال ۱۳۰۰ تشکیل سازمان مالیه جدید بر پایه تمیز و تفکیک عایدات و مخارج و تصویب قانون اعتبارات مخارج مملکتی و همچنین تهیه و تنظیم بودجه سال ۱۳۰۱ مبتنی بر اصل تمرکز درآمدها و هزینه‌های عمومی، به‌کارگیری میلسپوی[1] آمریکایی در سال ۱۳۰۱ با ماموریت تهیه و تنظیم بودجه که باعث انتقال اداره مالیات‌های مستقیم، اداره خالصجات، اداره ارزاق عمومی و اداره مالی تهران از وزارت جنگ به وزارت مالیه و گسترش سازمان تشخیص وصول مالیات طی دوره ریاست مالیه توسط وی و ارائه بودجه کشور بر مبنای دستگاه- هزینه نیز بود گام دیگری در راستای پیش‌بینی‌پذیری نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها بود.

تشکیل وزارت مالیه با هدف جلوگیری از تجاوز و تفریط مالیه مملکت، تهیه لایحه بودجه کل و لایحه تفریغ بودجه، تهیه قانون راجع به مالیه مملکت و ترتیب نظام‌های لازم برای آن براساس ماده دهم اصول وظایف وزیر مالیه، ممنوعیت مقرر شدن مالیات براساس نظر شخصی در اصل نود و چهارم قانون اساسی مشروطیت و قانون تشکیل ترتیبات مالیاتی مملکت ایران با هدف حفظ وحدت و یکپارچگی مالیات در سراسر کشور در حالی تصویب می‌شود که تا قبل از آن ترتیبات مالیاتی ایران پیرو هیچ قاعده و قانون خاصی نبود و همگی از جمله نهادهایی هستند که در راستای پیش‌بینی‌پذیرترشدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها در فاصله بین سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ به وجود آمده‌اند.

---

1. Millspaugh, A.

٤-١-٣. ارائه روش‌های اجرایی مرتبط با نظام بودجه‌ریزی

از آنجایی که تعبیه روش‌های اجرایی یکی از مهم‌ترین وجوه نهادی است در پیاده‌سازی نظام بودجه‌ریزی نیز بسترها و روش‌های اجرایی بسیار حائز اهمیت است. براساس قانون اساسی مشروطیت، هر نوع عمل مالیه دولت از جمله تسویه امور مالیه، جرح و تعدیل بودجه، تغییر در وضع مالیات، رد و قبول عوارض و فروعات و همچنین ممیزی‌های جدید (اصل هجدهم)، انتقال و فروش قسمتی از عایدات یا دارایی‌های دولت (اصل بیست و دوم)، امتیاز تشکیل کمپانی و شرکت‌های عمومی از هر قبیل و به هر عنوان (اصل بیست و سوم)، بستن عهدنامه‌ها، مقاوله‌نامه‌ها، اعطای امتیازات تجاری، صنعتی و فلاحتی اعم از داخله و خارجه (اصل بیست و چهارم)، استقراض دولت به هر عنوان (اصل بیست و پنجم) و ساختن راه‌آهن یا شوسه خواه به خرج دولت، خواه به خرج شرکت و کمپانی (اصل بیست و ششم) باید به تصویب مجلس برسد که ناظر بر وجوه اجرایی نظام بودجه‌ریزی است. همچنین رسیدگی به حساب وزرا به تفکیک حساب مخارج، حساب عایدات و محاسبات کل مالیه براساس ماده چهل و یکم قانون محاسبات عمومی و تهیه لایحه تفریغ بودجه و ارائه آن به مجلس توسط وزیر مالیه، وظایف نظارت و تفتیش در کلیه عایدات، مخارج و اموال دولت به ترتیب براساس مواد چهل و پنجم و سی و هفتم این قانون، بررسی حساب وزارتخانه‌ها، بانک‌ها و کمپانی‌های داخلی و خارجی و اشخاص دارای امتیاز، مراقبت از تجاوز مخارج از بودجه مصوبه و انتقالات غیرقانونی، رسیدگی به حساب‌ها و تعیین صحت یا عدم صحت آن همانطور که اشاره شد، وظایف اجرایی است که براساس قانون به دیوان محاسبات محول شد.

٤-١-٤. ایجاد، اصلاح یا حذف معاهدات اجتماعی رسمی، هنجارهای غیررسمی، پیمان‌های اجتماعی و باورهای مشترک در راستای حاکمیت قانون در نظام بودجه‌ریزی

با پیروزی نهایی مشروطه خواهان، مهم‌ترین معاهده اجتماعی رسمی که مورد احترام جامعه قرار گرفت، سندی بود که بعدها به قانون اساسی مشروطیت شهرت یافت. به تعبیر کاتوزیان در اقتصاد سیاسی ایران، وقوع انقلاب مشروطه برای استقرار خود قانون بود؛ زیرا

تا قبل از آن اراده شاه مظهر قانون شناخته می‌شد. پس با وقوع انقلاب مشروطه از آنجا که تمامی قوانین باید از تصویب مجلس بگذرد و از آنجایی که یکی از مهم‌ترین دلایل انقلاب مشروطه نابسامانی و کسری‌های فزاینده و لزوم ساماندهی به دخل و خرج و نظام بودجه‌ریزی کشور بود، قانون اساسی مشروطیت مهم‌ترین معاهده اجتماعی رسمی به شمار می‌رفت. مردم که تا پیش از انقلاب مشروطه پناهگاهی برای احقاق حق خود نداشتند این بار مجلس مشروطه را حافظ حقوق خود می‌دانستند و در یک پیمان نانوشته و باور مشترک، خود را ملزم به دفاع از آن می‌دانستند و در مواقع تهدید مجلس نیز به دفاع از آن پرداختند.

با تصویب قانون ترتیبات مالیاتی و ضابطه‌مند شدن دریافت مالیات، مالیات‌ستانی براساس نظر شخصی به تدریج از بین رفت و لزوم پرداخت مالیات براساس قانون به یک هنجار تبدیل شد. همچنین مخارج دربار و اشراف باید به تایید مجلس می‌رسید که باعث شد تا حدودی از ریخت‌وپاش‌های دربار جلوگیری و حساسیت مردم نسبت به دربار افزایش یابد.

٤-٢. سازمان‌ها

براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی در راستای کنترل خشونت، شناخت سازمان‌ها و نحوه عملکرد آن‌ها بسیار مهم است. آنچه در شناخت سازمان‌ها به منظور کنترل خشونت دارای اهمیت و قابل ارزیابی است، بررسی عمر سازمان‌ها از منظر موقتی یا دائمی بودن، نوع سازمان‌ها از منظر مریدی یا قراردادی بودن، تعداد سازمان‌ها که رابطه مستقیم با توسعه یافتگی دارد و نحوه برخورد حاکمیت با تشکیل سازمان‌ها و چگونگی پشتیبانی از آن‌هاست. در ادامه این بخش موارد مطرح شده فوق در نظام بودجه‌ریزی ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

٤-٢-١. عمر سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی

یکی از جنبه‌های مهم استقرار نظام بودجه‌ریزی براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی توجه به عمر سازمان‌های ایجاد شده در راستای شکل‌گیری و توسعه نظام بودجه‌ریزی است. هرچه سازمان‌هایی که در نظام بودجه‌ریزی تشکیل می‌شوند، پایدارتر بوده و کمتر وابسته

به اشخاص تشکیل دهنده آن باشد، دوام نظام ایجاد شده بیشتر و قدرت توسعه آن بالاتر خواهد بود. به بیان دیگر، وجود سازمان‌هایی با عمر دائمی که بقای آن‌ها مستقل از عمر تشکیل دهندگان آن است در تحولات نظم اجتماعی دارای اهمیت بسیار است. در شکل گیری نظام بودجه‌ریزی ایران در فاصله سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ سازمان‌های متعددی شکل گرفت. مهم‌ترین و اصلی‌ترین سازمان به وجود آمده، مجلس شورای ملی است که از آغاز تشکیل و با وجود فراز و فرودها- حتی تعطیل‌های مقطعی -تاکنون به حیات خود ادامه داده و یک سازمان با عمر دائمی است. در درون مجلس شورای ملی، کمیسیون‌های مالیه، محاسبات و بودجه و دیوان محاسبات نیز از سازمان‌های با عمر دائمی به شمار می‌آیند.

سازمان بزرگ دیگر که نقش اساسی در شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی ایفاد کرد، وزارت مالیه است که با توجه به ثبات و فعالیت خود یک سازمان با عمر دائمی شناخته می‌شود. ادارات تشخیص عایدات، خزانه‌داری کل، اداره محاسبات کل و تشکیل کمیسیون تطبیق حوالجات نیز از سازمان‌های با عمر دائمی بودند که در وزارت مالیه تشکیل شدند.

٤-۲-۲. نوع سازمان‌ها (قراردادی یا مریدی) در نظام بودجه‌ریزی

در سازمان‌های مریدی توافق‌ها به صورت خوداجرا و سازگار با انگیزه‌ها در میان اعضای آن به اجرا در می‌آید و اجرای توافق‌ها با اتکا به طرف سوم انجام نمی‌پذیرد، پس لزوم همکاری اعضا در سازمان‌های مریدی، سازگاری و همسویی انگیزه‌ها در هر لحظه از زمان است، اما در سازمان‌های قراردادی از هر دو روش اجرای قراردادها به وسیله طرف سوم و توافق‌های سازگار با انگیزه‌ها در میان اعضای خود سازمان استفاده می‌شود.

تا قبل از شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی و تحولات آن، نظام مستوفی‌گری و سازمان‌های مرتبط با آن، کاملا نمونه‌های یک سازمان مریدی بودند. با شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی جدید در فاصله سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴، سازمان‌های شکل‌گرفته همگی براساس قانون و اتکا به آن شکل گرفته است و از این منظر می‌توان آن‌ها را سازمان‌های قراردادی نامید، اما در روند تدریجی تحولات این سازمان‌ها همواره درصدی از وابستگی و مریدی بودن

به مرکز قدرت؛ یعنی دربار را داشته‌اند و سیر تحولات حاکی از کم شدن رابطه مراد و مریدی و پررنگ شدن مناسبات مبتنی بر قرارداد در آن ظرف زمانی است.

٤-۲-۳. نقش نظام بودجه‌ریزی در پشتیبانی از سازمان‌های درون و بیرون از ائتلاف مسلط

در حالی که تا قبل از انقلاب مشروطه حاکمیت به سختی از عهده بقای خود نیز برمی‌آمد و کسری‌های فزاینده دربار در کنار واگذاری امتیازات کشور به طرف‌های خارجی درماندگی دربار را در تامین بقای خود تهدید می‌کرد، وقوع انقلاب مشروطه و انتظام بخشی نسبی به دخل‌وخرج کشور و تسلط بر منابع درآمدی همچنین تجمیع آن تحت عنوان سند بودجه باعث شد سطح پشتیبانی حاکمیت از سازمان‌های درون ائتلاف مسلط افزایش یابد. هرچند در برخی از موارد از جمله به توپ بستن مجلس توسط محمدعلی‌شاه که در اثر حذف رانت‌های دربار و بروز خشونت رخ داد، پشتیبانی از سازمان‌های تحت تاثیر فضای شکننده قرار گرفت، اما بعد از پیروزی نهایی مشروطه‌خواهان، فتح تهران و عزل پادشاه و جانشینی ولیعهد خردسال وی بر تخت سلطنت مشروطه، پشتیبانی عمومی از سازمان‌ها درون ائتلاف مسلط افزایش یافت و در این بین سازمان‌های مرتبط با نظام بودجه‌ریزی کشور نیز همواره مورد پشتیبانی قرار گرفتند، اما همچنان عدم پشتیبانی از سازمان‌های بیرون از ائتلاف مسلط امکان ایجاد سازمان‌های جدید را سلب می‌کرد.

٤-۲-٤. تعداد سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی

براساس رهیافت نظم اجتماعی بین تعداد سازمان‌ها و توسعه رابطه مستقیم و مثبت وجود دارد. پس از انقلاب مشروطیت در پی ایجاد نظام بودجه‌ریزی تعداد سازمان‌ها درون ائتلاف مسلط به منظور انضباط بخشی به روابط درون فرادستان افزایش یافت. تا قبل از انقلاب مشروطیت تنها دربار و و سازمان‌هایی که در نظام مستوفی‌گری وجود داشتند به عنوان سازمان‌های متولی دخل و خرج کشور شناخته می‌شدند، اما پس از انقلاب مشروطه و در فاصله سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ سازمان‌های ذیل به منظور تشکیل و ادامه حیات نظام بودجه‌ریزی تشکیل شدند:

۱- مجلس شورای ملی
۲- کمیسیون مالیه مجلس شورای ملی
۳- کمیسیون محاسبات مجلس شورای ملی
۴- کمیسیون بودجه مجلس شورای ملی
۵- دیوان محاسبات کشور
۶- وزارت مالیه
۷- دفتر محاسبات مرکزی در هر وزارتخانه
۸- کمیسیون رسیدگی به دخل و خرج وزارتخانه‌ها و بستن دفاتر در وزارت مالیه
۹- اداره تشخیص عایدات در وزارت مالیه
۱۰- اداره خزانه‌داری کل در وزارت مالیه
۱۱- کمیسیون تطبیق حوالجات در وزارت مالیه.

٤-۳. کنترل خشونت

٤-۳-۱. نقش نظام بودجه‌ریزی در کنترل یا تشدید خشونت

موضوعی که ما را در شناخت گروه‌های دارای ظرفیت خشونت یاری می‌کند، تحولات و تحرکاتی است که در طول این دوره اتفاق می‌افتد. در این دوره شاهد بروز خشونت میان گروه‌های سنتی دارای ظرفیت خشونت؛ یعنی شاهزادگان، اشراف و اعیان و گروه‌های تازه قدرت یافته؛ یعنی علما و طلاب، تجار و اصناف، مالکان و طبقه روشنفکر که با ایجاد مجلس شورای ملی بخشی از قدرت را در دست گرفته بودند، هستیم. در این بین مهم‌ترین عامل رویارویی گروه‌های دارای ظرفیت خشونت داخلی محدود کردن رانت توزیعی دربار از طریق انضباط بخشی به دخل و خرج کشور بوده است.

براساس رهیافت خشونت و نظم‌های اجتماعی محدود شدن منابع برای توزیع رانت و سهم حداکثری دربار از رانت‌های توزیعی در کنار ناکارآمدی این گروه در تولید رانت‌های جدید برای کنترل خشونت گروه‌های دارای ظرفیت خشونت، این گروه‌ها را ترغیب به تهدید استفاده از خشونت که در رهیافت این پژوهش مصداق استفاده از خشونت

است و بعد استفاده از خشونت در قالب گروه‌های مراد و مرید برای تبدیل امتیازات فرادستان به حقوق کرد.

با استقرار نظام مشروطیت در راستای نظم بخشی به روابط درون فرادستان و استقرار نظام بودجه‌ریزی در قوانین و مقررات ایجاد شده مواردی به منظور کنترل خشونت آورده شد. مهم‌ترین عوامل در کنترل خشونت به واسطه نظام بودجه‌ریزی و کنترل روابط بین فرادستان لزوم تعیین مخارج و مصارف دستگاه سلطنت توسط قانون (اصل پنجاه و ششم) و ممنوعیت مقرر شدن مالیات براساس نظر شخصی (اصل نود و چهارم) در متمم قانون اساسی مشروطیت، عزل و بازخواستن از وزرا توسط مجلس شورای ملی (اصل بیست و هشتم) و عدم نیاز به تصویب امور مالی توسط مجلس سنا به واسطه قدرت زیاد شاه در این مجلس براساس اصل چهل و ششم قانون اساسی مشروطیت، رسیدگی به حساب وزرا در ماده چهل و یکم قانون محاسبات عمومی، بررسی حساب وزارتخانه‌ها، بانک‌ها و کمپانی‌های داخلی و خارجی و اشخاص دارای امتیاز، مراقبت از تجاوز مخارج از بودجه مصوبه و انتقالات غیرقانونی، رسیدگی به حساب‌ها و تعیین صحت یا عدم صحت آن در دیوان محاسبات به استناد قانون دیوان محاسبات بود.

٤-۳-۲. شناخت گروه‌های دارای ظرفیت خشونت

از آنجا که در نظم دسترسی محدود، توزیع رانت ابزار اصلی کنترل خشونت و حفظ امنیت در بین فرادستان است، براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی، استقرار نظام بودجه‌ریزی جدید ممکن نبود مگر اینکه فرادستان به این نتیجه برسند که با استقرار نظم جدید امتیازات ایشان حفظ و مراقبت خواهد شد. همانطور که در قسمت قبلی شرح داده شد این رهیافت به خوبی وقایع خشونت‌آمیز به توپ بستن مجلس در اثر تهدید امتیازات یک گروه دارای ظرفیت خشونت را توضیح می‌دهد. با استقرار نظام بودجه‌ریزی تا حدودی دخل و خرج کشور منضبط شد، اما رانت‌های توزیعی که در قالب مخارج بودجه منظور می‌شد، حفظ شد و با افزایش گروه‌های دارای ظرفیت خشونت و استقرار نظام بودجه‌ریزی و توافق گروه‌های فرادست بر ایجاد نظام بودجه‌ریزی در راستای حفظ امتیازاتشان، بودجه‌ریزی در کشور نسبت به آنچه تا قبل از آن جاری بود، نظام‌مندتر شد.

تا قبل از استقرار نظام سلطنت مشروطه، گروه‌های دارای ظرفیت خشونت را سلسله قاجار، شاهزادگان، درباریان، تیول‌داران، مستوفیان، وزرا، فرمان‌فرمایان و مقامات لقب‌دار تشکیل می‌دادند (آبراهامیان، ۱۳۷۷) که در سه گروه شاهزادگان، اشراف و اعیان دسته‌بندی می‌شدند.

در قانون انتخابات سال ۱۲۸۵ برای توزیع هرگونه تقسیم‌بندی اجتماعی ۶ طبقه اصلی اجتماعی تعریف شد که شامل شاهزادگان، اشراف، اعیان، علما و طلاب، تجار و اصناف و مالکان بود. همچنین نفوذ غرب باعث به وجود آمدن طبقه متوسط جدید به نام طبقه روشن‌فکر شد (آبراهامیان، ۱۹۸۲). پس با وقوع انقلاب مشروطه با اضافه شدن علما و طلاب، تجار و اصناف، مالکان و طبقه موسوم به روشنفکر با افزایش در تعداد گروه‌های دارای ظرفیت خشونت و بازتر شدن حلقه ائتلاف مسلط با ورود گروه‌های جدید مواجه می‌شویم.

با بررسی وقایع اتفاق افتاده بین سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ و رویارویی چندباره گروه‌های دارای ظرفیت خشونت می‌توان گفت علاوه بر گروه سنتی دارای ظرفیت خشونت؛ یعنی دربار که متشکل از شاهزادگان، اشراف و اعیان می‌شد، علما و طلاب، تجار و اصناف، مالکان و طبقه روشنفکر جدید با تشکیل مجلس شورای ملی اول و دوم به تشکیل یک گروه دارای ظرفیت خشونت جدید همت گماردند. در کنار این دو گروه دارای ظرفیت خشونت داخلی، تبدیل کشور به دو منطقه تحت نفوذ دولت‌های روس و انگلیس براساس قرارداد ۱۹۰۷، این دو قدرت بین‌المللی در آن زمان را نیز می‌توان به عنوان گروه‌های دارای ظرفیت خشونت خارجی قلمداد کرد که البته نورث، والیس و وینگاست در نظریه نظم‌های اجتماعی درخصوص نقش کشورهای استعمارگر یا شبه استعمارگر و ظرفیت خشونت آن‌ها در جوامع مختلف به خصوص در فاصله بین دو جنگ جهانی در کشورهای با نظم دسترسی محدود پاسخ روشنی بیان نمی‌کنند.

٤-۳-۳. تاثیرات نظام بودجه‌ریزی بر انواع رانت‌های تولیدی و نحوه توزیع آن

تا قبل از انقلاب مشروطه عمده عایدات کشور را مالیات بر اراضی، دام، مغازه و مسکن، فروش امتیازات شامل معادن، راه‌آهن، حق‌آب، قنات‌ها، گمرک، بانک، جاده‌ها، خطوط تلگراف و...، مصادره‌های نامنظم، فروش القاب، فروش برخی از مشاغل مانند قضاوت، سفارت، والی‌گری و حتی وزارت و وام‌های خارجی تشکیل می‌داد. در این سیستم تعیین میزان مالیات کاملا شخصی و براساس نظر شاه و مستوفی‌الممالک وی انجام می‌شد. در چنین وضعیتی نزدیکی به قدرت مرکزی ضامن برخورداری از معافیت‌ها و عایدات شناخته می‌شد. ویژگی بارز این نظام معافیت گروهی و تبعیض گروهی بود و اغلب درآمدها پیش از واریز به خزانه توسط دستگاه وصول‌کننده مصرف می‌شد. براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی، ضامن بقای حکومت در چنین شرایطی تولید رانت بیشتر بود؛ به نحوی که با تقدم مخارج بر درآمدها روبه‌رو هستیم که در صورت عدم موازنه دخل و خرج کشور به سرعت مالیات جدید وضع می‌شود و یا به تعرفه مالیات‌های قدیم افزوده می‌شد. هزینه‌های دربار ایران براساس آنچه در بودجه صنیع‌الدوله ذکر شده نسبت به عایداتش ۱۵ برابر دربار انگلیس بود. چنین رویکردی باعث فشار حداکثری به توده مردم شد. همچنین ریخت‌وپاش‌های صورت‌گرفته در دربار در نهایت اصلاح مالیه کشور را در زمره مهم‌ترین اهداف انقلاب مشروطه قرار داد.

با پیروزی انقلاب مشروطه و استقرار تدریجی نظام بودجه‌ریزی جدید با ایجاد و اصلاح قواعد رسمی و قوانین در راستای افزایش شفافیت و پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه وصول درآمدها و تخصیص هزینه‌ها و به وجود آمدن حداقلی از حاکمیت قانون در کنار استقرار سازمان‌هایی به همین منظور و افزایش فرادستان درون ائتلاف مسلط که در بخش‌های پیشین تشریح شد، حدودی از ضابطه محوری بر نظام دخل‌وخرج کشور حاکم شد و در پی آن برخی از هزینه‌های گزاف دربار کاهش یافت. با وضع قانون عدم وصول مالیات براساس نظر شخصی و لزوم واریز همه درآمدها به خزانه‌داری کل، خشونت، مهار و اعتماد عمومی نسبت به پرداخت مالیات افزایش یافت. در این بین فروش القاب و مناصب دولتی و واگذاری امتیازات تجاری به خارجیان جای خود را به مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم

داد و عایدات هر وزارتخانه به تفکیک زیربخش‌های مشخص در سند بودجه آورده شد. در تخصیص هزینه‌ها نیز حدودی از شفافیت متجلی شد و مخارج و رانت‌های توزیعی به تفکیک دربار سلطنتی و ولایت عهدی، مجلس شورای ملی، هیات وزرا، مستمریات، وزارتخانه‌های داخله، خارجه، معارف، فوائد عامه، پست و تلگراف، جنگ و مالیه و مخارج غیرمترقبه از امتیازات به واسطه سند بودجه به حقوق نوشته شده تبدیل شد. بدین ترتیب تخصیص هزینه‌ها هم از روابط کاملا شخصی با دربار به حدودی از ضابطه‌محوری و حاکمیت قانون که قابل ردیابی است در سطح نظم دسترسی محدود ارتقا یافت.

براساس آنچه در این بخش ارائه شد نظام بودجه‌ریزی ایران براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی از آغاز انقلاب مشروطه در سال ۱۲۸۵ تا پایان سلطنت قاجار در سال ۱۳۰۴ در سطح نهادها با ایجاد، اصلاح، حذف و اجرای قواعد رسمی و قوانین نوشته شده در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی، افزایش قابلیت پیش‌بینی‌پذیری نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها، ارائه روش‌های اجرایی مرتبط با نظام بودجه‌ریزی و ایجاد، اصلاح یا حذف معاهدات اجتماعی رسمی، هنجارهای غیررسمی، پیمان‌های اجتماعی و باورهای مشترک در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی و در سطح سازمان‌ها با افزایش عمر سازمان‌ها، افزایش تعداد سازمان‌های قراردادی در نظام بودجه‌ریزی و نقش نظام بودجه‌ریزی در پشتیبانی از سازمان‌های درون باعث کنترل خشونت، افزایش تعداد گروه‌های برخوردار از رانت، تبدیل امتیازات فرادستان به حقوق در اثر استقرار یا توسعه نظام بودجه‌ریزی شده است (جدول (۱)).

جدول ۱. نظام بودجه‌ریزی در نظم اجتماعی ایران(۱۲۸۵-۱۳۰٤)

	شاخص‌ها	نظم دسترسی محدود			اثر نظام بودجه‌ریزی بر نظم اجتماعی (۱۲۸۵-۱۳۰٤)
		شکننده	پایه	بالغ	
نهادها	ساختار نهادی	ساده	در حال تکامل	پیچیده	ساختار نهادی در نظام بودجه‌ریزی مبتنی بر مستوفی‌گری و بسیار ساده بود و پس از استقرار نظام بودجه‌ریزی پیچیده‌تر شد.

ادامه جدول ۱.

	شاخص‌ها	نظم دسترسی محدود			اثر نظام بودجه‌ریزی بر نظم اجتماعی (۱۲۸۵-۱۳۰٤)
		شکننده	پایه	بالغ	
	قواعد رسمی و معاهدات اجتماعی	وجود ندارد	در حال شکل‌گیری	شکل گرفته	با شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی قواعد رسمی و معاهدات اجتماعی نیز شکل گرفت.
	روش‌های اجرایی	وجود ندارد	در حال شکل‌گیری	تعریف شده	روش‌های اجرایی که تا قبل از آن وجود نداشت کم کم شکل گرفت.
	پیش‌بینی‌پذیری قواعد و هنجارها	غیرقابل پیش‌بینی	حدودی از پیش‌بینی‌پذیری	پیش‌بینی‌پذیری	با تصویب قوانین مختلف امکان پیش‌بینی‌پذیری افزایش یافت.
سازمان‌ها	عمر سازمان‌ها	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	عمر دائمی	در حالی که تا قبل از آن سازمان‌های وابسته به اشخاص به صورت معدود وجود داشت نظام بودجه‌ریزی باعث به وجود آمدن سازمان‌هایی با عمر میان مدت و بعضا دائمی شد.
	نوع سازمان‌ها	مریدی	مریدی-قراردادی	قراردادی-مریدی	سازمان‌های قراردادی که تا پیش از آن وجود نداشت، شروع به شکل‌گیری کرد، اما همچنان سازمان‌های مریدی وجود داشت.
	میزان پشتیبانی از سازمان‌ها	فقط خود حکومت	فقط سازمان‌های درون ائتلاف مسلط	سازمان‌های درون و بیرون از ائتلاف مسلط	با تصویب قوانین پشتیبانی از سازمان‌ها درون ائتلاف مسلط به وجود آمد.

ادامه جدول ۱.

	شاخص‌ها	نظم دسترسی محدود			اثر نظام بودجه‌ریزی بر نظم اجتماعی (۱۲۸۵-۱۳۰٤)
		شکننده	پایه	بالغ	
سازمان	تعداد سازمان‌ها	بسیار کم	در حال رشد	زیاد و در حال رشد	با توجه به تصویب و اجرای قوانین مختلف تعداد سازمان‌ها افزایش یافت.
کنترل خشونت	میزان خشونت	بسیار زیاد	تا حدودی	کم	در ابتدای کار با از بین رفتن رانت فرادستان خشونت افزایش و سپس با مقاومت گروه‌های انقلابی تا حدودی کاهش یافت.
	نحوه توزیع رانت	فقط در حلقه حاکم	حاکمیت قانون برای فرادستان	حدودی از حاکمیت قانون برای همگان	تا قبل از به وجود آمدن نظام بودجه‌ریزی تولید و توزیع رانت وابسته به شخص پادشاه و در ایالات وابسته به بالاترین مقام بود، اما با متولد شدن نظام بودجه‌ریزی تولید و توزیع رانت بین فرادستان تابع قانون شد.
	نحوه حل مشکل خشونت	به وسیله خشونت یا تهدید به استفاده از آن	تصویب قوانین برای تعریف رابطه بین فرادستان	تصویب قوانین برای همه	تصویب قوانین برای تعریف رابطه بین فرادستان جای خود را به خشونت یا تهدید به استفاده آن داد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی، شناخت تحولات سه عنصر نهادها، سازمان‌ها و کنترل خشونت برای بررسی پویایی‌های رخ داده در درون یک نظام سیاسی یا اقتصادی ضروری است. از آنجا که در کشورهای با نظم دسترسی محدود کنترل خشونت به واسطه تولید و توزیع رانت بین فرادستان انجام می‌شود و یکی از مهم‌ترین ابزارهای در اختیار حاکمیت برای کنترل خشونت تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها در سند بودجه است، شناخت تحولات نظام بودجه‌ریزی بسیار مهم است. براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی، پویایی نهادها

مستلزم بررسی ایجاد، اصلاح، حذف و اجرای قواعد رسمی و قوانین نوشته شده در راستای شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی، پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها و ارائه روش‌های اجرایی مرتبط با نظام بودجه‌ریزی و به وجود آمدن، اصلاح یا حذف معاهدات اجتماعی رسمی، هنجارهای غیررسمی، پیمان‌های اجتماعی و باورهای مشترک در راستای حاکمیت قانون در نظام بوجه‌ریزی است. همچنین پویایی سازمان‌ها مستلزم بررسی عمر سازمان‌ها، نوع سازمان‌ها (قراردادی یا مریدی) و تعداد سازمان‌ها در نظام بودجه‌ریزی، نقش نظام بودجه‌ریزی در پشتیبانی از سازمان‌های درون و بیرون از ائتلاف مسلط است.

در کنترل خشونت نیز نقش نظام بودجه‌ریزی در کنترل یا تشدید خشونت، شناخت گروه‌های دارای ظرفیت خشونت به واسطه نظام بودجه‌ریزی، تاثیرات نظام بودجه‌ریزی بر انواع رانت‌های تولیدی و نحوه توزیع آن قابل بررسی است. تا قبل از انقلاب مشروطه به مدت ۹ قرن رسیدگی به دخل و خرج کشور از طریق نظام مستوفی‌گری صورت می‌گرفت. در سال‌های بعد از انقلاب مشروطه با سپردن تصویب تمامی قوانین به مجلس شورای ملی، تشکیل کمیسیون‌های محاسبات و بودجه در مجلس شورای ملی، لزوم ارائه گزارش به کمیسیون محاسبات، تعریف بودجه و دوره عمل بودجه در قانون محاسبات عمومی، سپردن وظیفه رسیدگی به حساب وزرا، جلوگیری از انتقالات غیرقانونی، تعیین صحت یا عدم صحت حساب‌ها به دیوان محاسبات کشور، تهیه و تفریغ بودجه و جلوگیری از تجاوز و تفریط مالیه کشور به وزارت مالیه در راستای ایجاد، اصلاح و اجرای قواعد رسمی در شکل‌گیری نظام بودجه‌ریزی، به‌کارگیری مستشاران خارجی با هدف سامان دادن به مالیه عمومی کشور، افزایش قدرت وصول مالیات و ساماندهی به خزانه کل کشور، ممنوعیت مقرر شدن مالیات بر اثر نظر شخصی و تصویب قانون تشکیل ترتیبات مملکتی ایران در راستای پیش‌بینی‌پذیرتر شدن نحوه تامین منابع و تخصیص هزینه‌ها در کنار ارائه روش‌های اجرای قوانین و مقررات و نظارت بر عملکرد مالیه در کشور و معاهدات رسمی و غیررسمی ایجاد شده در باب تامین درآمدها و تخصیص هزینه‌ها همچنین پشتیبانی از سازمان‌هایی که برای انتظام بخشی به بودجه کشور شکل گرفتند از جمله مجلس شورای ملی، کمیسیون مالیه مجلس شورای ملی، کمیسیون محاسبات مجلس شورای ملی،

کمیسیون بودجه مجلس شورای ملی، دیوان محاسبات کشور، وزارت مالیه، دفتر محاسبات مرکزی در هر وزارتخانه، کمیسیون رسیدگی به دخل و خرج وزارتخانه‌ها و بستن دفاتر در وزارت مالیه، اداره تشخیص عایدات در وزارت مالیه و اداره خزانه‌داری کل در وزارت مالیه که دارای حدودی از دائمی و قراردادی بودن هستند، خشونت کنترل، دایره ائتلاف مسلط گسترده‌تر و با تغییر نحوه تولید و توزیع رانت به وسیله استقرار نظام بودجه‌ریزی گام‌های مهمی در راستای تبدیل امتیازات فرادستان به حقوق در فاصله بین سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ برداشته شد.

هرچند برخی از پژوهشگران بودجه‌ریزی کشور از جمله شبیری‌نژاد و کاتوزیان سال‌های ۱۳۰۴ تا ۱۳۲۰ شمسی را دوران شکل‌گیری تازه از نظام بودجه‌ریزی ایران می‌دانند؛ چهارچوب نظری به‌کارگرفته شده در این پژوهش با بررسی سیر تاریخی و اهمیت نهادها، سازمان‌ها و گروه‌های دارای ظرفیت خشونت بر این باور است که سنگ‌بنای اصلی نظام بودجه‌ریزی ایران با انقلاب مشروطه و در فاصله بین سال‌های ۱۲۸۵ تا ۱۳۰۴ هجری شمسی پایه‌گذاری شده و تحولاتی در نظام بودجه‌ریزی همزمان با گذار نظام اقتصاد سیاسی از نظم دسترسی محدود شکننده به نظم دسترسی محدود پایه به وجود آمده که قابل تامل بیشتر است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Hamidreza Ghasemi http://orcid.org/0000-0001-9685-9300
Ali Arabmazar Yazdi http://orcid.org/0000-0002-9887-8676
Reza Zamani http://orcid.org/0000-0002-5348-2379

منابع

خضری، محمد.(۱۳۹۲). اقتصاد سیاسی رانت‌جویی در بودجه‌ریزی دولتی ایران. *پژوهشنامه علوم سیاسی*، (۴)۳، ۳۹-۷۲.

زمانی، رضـــا. (۱۳۹۶). نظام بودجه‌ریزی ایران از انقلاب مشـــروطه تاکنون. *راهبرد اقتصـــادی*، ۶(۲۲)، ۱۰۵-۱۳۶.

شبیری‌نژاد، علی‌اکبر. (۱۳۷۵). *گستره مالی و ساختار بودجه‌ای ایران*. تهران: نشر نی.

شبیری‌نژاد، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). *بودجه‌ریزی در ایران، بودجه و پارلمان*. تهران: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

کتابخانه، موزه و مرکز اسناد مجلس شورای اسلامی.

قاراخانی، سلمان، رنانی، محسن، کریمی، زهرا. (۱۳۹۸). نهادها و رشد اقتصادی(تحلیل بنیادین از موانع نهادی رشد اقتصادی ایران در عصر پهلوی دوم). *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۸۶)۲۶، ۱۲۴-۷۴.

مصدق، محمد. (۱۳۷۷). *اصول و قواعد و قوانین مالیه*. تهران: انتشارات فرزان.

مومنی، فرشـــاد و زمـانی، رضـــا. (۱۳۹۳). تحلیل الگوی توســـعه ایران بین دو انقلاب. *راهبرد*، ۲۲(۶۹)، ۷-۳۹.

References

Abrahamian, E. (2021). *Iran between two revolutions*. Princeton University Press.

Abuelafia, E., Berensztein, S., Braun, M., & Di Gresia, L. (2005). Who decides on public expenditures? A political economy analysis of the budget process: the case of Argentina. *Washington,DC:CIPPEC/Inter-American Development Bank. Mimeo*.

Bailey, S. J., & Bailey, S. J. (1995). *Public sector economics: theory, policy and practice*. Basingstoke: MacMillan.

Gary S. Becker. (1985). A theory of competition among pressure groups for political influence", *Quarterly Journal of Economics*, *98(3).*

Gharakhani, S, Renani, M, Karimi, Z.(2019), Institutions and economic growth (fundamental analysis of institutional obstacles to Iran's economic growth during the second Pahlavi period), *Economic research*, *26*, 74-124. [In Persian]

Hallerberg, M., & Marier, P.J. (2004). Executive authority, the personal vote, and budget discipline in Latin American and Caribbean Countries. *American Journal of Political Science*, *48*, 571-587.

Katouzian, H. (1981). *The political economy of modern Iran: Despotism and pseudo-modernism, 1926–1979*. Springer.

Khan, M. H., & Jomo, K. S. (Eds.). (2000). *Rents, rent-seeking and economic development: Theory and evidence in Asia*. Cambridge University Press.

Khezri, M. (2008). The political economy of rent-seeking in iran government budgeting, *Political Science, 3,* 39-72. [In Persian]

Mosadegh, M. (1998). *Principles and rules of finance*, farzan. [In Persian]

Momeni, F, Zamani, R.(2014), Analysis of Iran's development pattern between two revolutions, *Rahbord,22.* 7-39. [In Persian]

North, D. C., Wallis, J. J., & Weingast, B. R. (2009). *Violence and social orders: A conceptual framework for interpreting recorded human history*. Cambridge University Press.

North, D. C., Wallis, J. J., Webb, S. B., & Weingast, B. R. (Eds.). (2013). *In the shadow of violence: Politics, economics, and the problems of development*. Cambridge University Press.

North, D. C. (2017). *Understanding the process of economic transformation*.

Perez, B.L., & Giselle, L. (2013). President, Congress, and budget-making in Argentina and Mexico: The role of informal institutions. Georgetown University-*Graduate School of Arts & Sciences*.

Pinho, Maria Manuel. Political models of budget deficits: a literature review. faculdade de economia, *Universidade do Porto*, 2004.

Santiso, C. (2005). Budget institutions and fiscal responsibility: parliaments and the political economy of the budget process. *public choice & political economy eJournal*

Scully, G.W. (1991). Rent-seeking in U.S. government budgets, 1900–88. *Public Choice, 70,* 99-106.

Shibeirynejad A,(1996). Financial scope and budget structure of Iran, *ney*. [In Persian]

Shibeirynejad A,(2008). Budgeting in Iran, budget and parliament, *Parliament Research Center.* [In Persian]

Zamani, R, (2017), Iran's budgeting system since the constitutional revolution until now, *Rahbord,22.* 105-136. [In Persian]

استناد به این مقاله: قاسمی، حمیدرضا، عرب‌مازار یزدی، علی، زمانی، رضا. (۱۴۰۱). اقتصاد سیاسی نظام بودجه‌ریزی در ایران براساس رهیافت نظم اجتماعی (۱۳۰۴-۱۲۸۵)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۶۱-۱۰۴.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 105-136
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62893.1026

Original Research Received: 17/08/2021 Accepted: 04/07/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Evaluation of Exchange Rate Regime's Effect on Real Exchange Rate Misalignment: An Application of Propensity Score Matching Approach

Seyed Hasan Malekhosseini — PhD of Economics, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Seyed Komail Tayebi* — Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Monireh Rafat — Associate Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Mahdi Yazdani — Assistant Professor, Department of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Abstract

Estimating the real exchange rate misalignment from the equilibrium value and exploring the factors affecting its changes is crucial for both economic policymakers and economic agents. Among the various factors affecting exchange rate misalignment, the exchange rate regime, has received less attention in experimental studies. Accordingly, the present paper seeks to find out the answer to the question of how real exchange rate misalignment is affected by different exchange rate regimes. In other words, in which of the exchange rate regimes is the exchange rate misalignment less and in which one it is higher? To answer the question, the propensity score

- This paper is extracted from PhD thesis at University of Isfahan

* Corresponding Author: sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

How to Cite: Malekhosseini, S. H., Tayebi, S. K., Rafat. M., Yazdani, M. (2023). Evaluation of Exchange Rate Regime's Effect on Real Exchange Rate Misalignment: An Application of Propensity Score Matching Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93)*, 105- 136.

matching approach has been used. For this purpose, we have used data from 116 developing countries with different exchange rate regimes in 2019. Other factors such as real exchange rate misalignment in the previous period, inflation, the quality of institutions and financial development have been considered as match variables to net the effect of the exchange rate regime on real exchange rate misalignment and to separate the effects of other variables. The results showed that the real exchange rate misalignment from its equilibrium level has responded significantly to the type of exchange rate regime adopted by the countries, so that the floating exchange rate regime increases the real exchange rate misalignment in the selected developing countries wherever implemented. It can be argued that factors such as high exchange rate fluctuations, a more drastic adjustment in the price level, and speculative bubbles or contagion effects in the floating exchange rate regime have led to an increase in these misalignments.

1. Introduction

It is important for economic policymakers and agents to estimate the real equilibrium exchange rate and identify the nature and reasons of the real exchange rate (RER) misalignment defined as the deviation of the exchange rate from its realized values. Positive or negative deviations of the RER can disrupt the optimal allocation of resources, leading to a decrease in welfare and economic crises. Moreover, maintaining the RER at an incorrect level sends incorrect signals to economic agents, resulting in higher welfare costs and greater economic instability (Willet, 1986). Although this phenomenon exists in all countries, it is a chronic issue particularly in developing countries such as Iran. Managing the exchange rate and preventing its fluctuations and misalignments have become one of the most important concerns of economic policymakers today. The exchange rate regime in each country is a significant factor in formulating exchange rate policies and a source of exchange rate fluctuations. However, despite the long history of exchange rate issues, fewer studies have been conducted on the relationship between the exchange

rate regime and RER misalignments. In this respect, the present research aimed to investigate RER misalignments in different exchange rate regimes. The study tried to answer the question of what impact the choice of exchange rate regime has on RER misalignments.

2. Materials and Methods

Theoretical literature suggests that various factors can affect exchange rate misalignment. The present study aimed to evaluate the impact of adopting a floating exchange rate regime on the RER misalignment. According to Nouira and Sekkat (2015) and Soleymani and Ben-Alam (2018), the factors that influence the RER misalignment (the response variable) include the exchange rate regime (the treatment variable in this study), the RER misalignment in the previous period, inflation, and institutional quality and financial development (matched variables). To investigate the impact of adopting different exchange rate regimes on the RER misalignment, the study employed the propensity score matching (PSM) approach, which is a non-parametric method in econometrics. Having obtained the probability value for each observation, the study used the nearest neighbor estimator, as the most straightforward estimator of propensity score matching, to estimate the effect of the program based on the propensity score.

3. Results and Discussion

The study estimated the propensity score by using the logit function to compare the values of the treatment and control groups concerning the matched variables. The results indicated that the coefficients of these variables are not significant, and none of the matched variables have a significant impact on the probability of countries being in a homogeneous group. The nearest neighbor estimator was used to estimate the average treatment effect, and the results suggested that adopting a floating exchange rate regime leads to an increase in the RER misalignment. Countries with a floating exchange rate regime experience a higher RER misalignment. To evaluate the pattern of propensity score matching, the study conducted a balancing test on the

characteristics of countries in the treatment and control groups. The results indicated that all the matched variables of the study were well balanced and matched. Therefore, the means of these variables in both groups do not differ significantly after matching. In addition, the common support condition of the propensity score values was examined to test the validity of the PSM model. The results confirmed the validity of the model, as the density distribution function of the propensity score values for both groups had a common support after PSM model estimation.

4. Conclusion

The significant difference in the coefficient of the treatment effect (exchange rate regime) on the RER misalignment highlights the importance of adopting a proper and logical exchange rate regime to reduce these misalignments. Policymakers who aim to reduce RER misalignments should consider the exchange rate regime as a significant factor in their planning. However, considering the higher RER misalignment in floating exchange rate regimes, such regimes do not seem to be a suitable choice for developing countries to limit RER misalignments. Therefore, economic policymakers in these countries are advised to avoid adopting floating exchange rate regimes and opt for the regimes with less flexibility to address the issue of the RER misalignment. Regarding the case of Iran, the results of the panel smooth transition regression (PSTR) model, along with the previous research, suggest that the RER misalignment has existed in most periods, especially in recent years. Since Iran was in the control group in this study and has almost never adopted a floating exchange rate regime, the cause of these misalignments should be sought in variables other than the exchange rate regime, such as inflation, institutional quality, or financial development.

Keywords: Exchange Rate Regime, Exchange Rate Misalignment, Developing Countries, Propensity Score Matchin .

JEL Classification: C21 ،E31 ،F33 ،O57.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۳

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۱۰۵-۱۳۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62893.1026

ارزیابی اثر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی: کاربرد رهیافت جورسازی امتیاز تمایل

سید حسن ملک حسینی | دکتری اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

سید کمیل طیبی * | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

منیره رفعت | دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

مهدی یزدانی | استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

چکیده

برآورد انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی و شناسایی عوامل موثر بر تغییرات آن هم برای سیاست‌گذاران اقتصادی و هم برای عاملین اقتصادی حائز اهمیت است. از بین عوامل مختلف اثرگذار بر انحراف نرخ ارز، نظام ارزی با وجود اهمیتی که دارد در مطالعات تجربی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بر این اساس، پژوهش حاضر به‌دنبال یافتن پاسخ این سوال بوده که چگونه انحراف نرخ ارز حقیقی تحت تاثیر نظام‌های مختلف ارزی قرار گرفته است؛ به‌عبارت دیگر، انحراف نرخ ارز حقیقی در کدام‌یک از نظام‌های ارزی کمتر و در کدام‌یک بیشتر است؟ برای پاسخ به این سوال از رهیافت جورسازی امتیاز تمایل استفاده شده است. بدین منظور از داده‌های مربوط به ۱۱۶ کشور در حال توسعه با نظام‌های ارزی مختلف در سال ۲۰۱۹ استفاده شده و برای خالص کردن اثر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز و جدا کردن اثر بقیه متغیرها، سایر عوامل موثر نظیر انحراف نرخ ارز حقیقی در دوره قبل، تورم، کیفیت نهادها و توسعه مالی به‌عنوان متغیرهای مچ درنظرگرفته شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که انحراف نرخ ارز حقیقی از سطح تعادلی آن نسبت به نوع نظام ارزی اتخاذ شده واکنش نشان داده، به‌طوری‌که اتخاذ نظام ارزی شناور به‌دلیل نوسان‌های زیاد نرخ ارز، تعدیل شدیدتر در سطح قیمت‌ها، اثرات انتقال‌پذیری و یا حباب‌های سفته بازی منجر به افزایش این انحراف‌ها شده است.

کلیدواژه‌ها: نظام ارزی، انحراف نرخ ارز، کشورهای درحال توسعه، جورسازی امتیاز تمایل.

طبقه‌بندی JEL: C21، E31، F33، O57

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه اصفهان است.

* نویسنده مسئول: sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

نرخ ارز حقیقی معیاری مناسب برای نشان دادن سطح رقابت‌پذیری یک کشور در بازارهای جهانی و نیز ملاکی برای اندازه‌گیری هزینه کالاهای تجاری تولید شده در داخل کشور است و تغییرات آن مجموعه‌ای از پیامدهای متفاوت را در بخش داخلی و خارجی به همراه دارد که برآیند آن‌ها می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تاثیر قرار دهد. همچنین نرخ ارز حقیقی از جمله متغیرهای مهم در اقتصادهای باز به‌شمار می‌رود که بی‌ثباتی در آن سبب ایجاد بی‌ثباتی بیشتر در سایر متغیرهای کلان اقتصادی و افزایش زیان مقامات پولی می‌شود (یزدانی و همکاران، ۱۳۹۶).

برآورد نرخ ارز حقیقی تعادلی و فاصله آن از مقادیر تحقق یافته که انحراف نرخ ارز نامیده می‌شود و عوامل موثر بر تغییرات آن، هم برای سیاست‌گذاران اقتصادی و هم برای عاملین اقتصادی حائز اهمیت است، زیرا انتخاب سطح مناسب نرخ ارز حقیقی تعادلی به‌واسطه اثرگذاری بر تعادل داخلی و خارجی بسیار مهم و تعیین‌کننده است. انحراف نرخ ارز حقیقی به‌صورت مثبت یا منفی می‌تواند موجب برهم خوردن تخصیص بهینه منابع و به‌دنبال آن کاهش رفاه و ایجاد بحران‌های اقتصادی شود و از آنجا که حفظ نرخ ارز حقیقی در سطح نادرست سیگنال‌های نادرستی را به عاملین اقتصادی می‌دهد، منجر به افزایش هزینه‌های رفاهی و بی‌ثباتی بیشتر اقتصاد می‌شود (Willet, 1986)؛ از این‌رو، انحراف نرخ ارز حقیقی از سطح تعادلی خود، یکی از مسائل مهم پیش‌روی بازار ارز است.

به‌طورکلی، پدیده انحراف نرخ ارز، متغیرهای مختلفی از قبیل رشد اقتصادی، انباشت سرمایه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صادرات، بحران‌های ارزی و تراز تجاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد (Slimani & Ben Allem, 2018).

از آنجا که نرخ ارز، اقتصاد ملی را به اقتصاد جهانی پیوند می‌دهد، بدیهی است که هر کشوری سعی می‌کند براساس اهداف و ترجیحات خود به یک تعادل ارزی برسد. یکی از موضوعاتی که در حوزه اقتصاد بین‌الملل بسیار مورد تاکید قرار گرفته، مدیریت بازار ارز و موضوعاتی چون سازوکار تعیین نرخ ارز تعادلی و انحراف نرخ ارز است که تقریبا تمامی کشورها با شدت و ضعفی متفاوت با آن‌ها روبه‌رو هستند؛ این موضوع در کشورهای در حال توسعه که دارای بازارهای مالی به نسبت ضعیف هستند، هر چه بیشتر احساس

می‌شود، زیرا در این کشورها ناسازگاری میان سیاست‌های پولی و مالی و نظام ارزی، انحراف قابل توجه نرخ ارز از مسیر تعادلی را به‌همراه خواهد داشت که منجر به بحران تراز پرداخت‌ها در اغلب این کشورها شده است (مهرآرا، ۱۳۸۵). علاوه بر این، انحراف نرخ ارز یکی از عوامل مهم در بیشتر بحران‌های ارزی است که طی دهه‌های گذشته گریبان‌گیر کشورهای در حال توسعه نظیر مکزیک، آسیای شرقی، روسیه و برزیل شده است. در نتیجه، اجماع گسترده‌ای شکل گرفته است، مبنی بر اینکه هدف اصلی سیاست‌های ارزی در کشورهای در حال توسعه باید جلوگیری از وقوع انحراف‌های زیاد و طولانی نرخ ارز باشد (Hinkle & Montiel,1999).

به‌طورکلی، انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن در تمامی کشورها مشاهده می‌شود، اما این موضوع به‌عنوان یک پدیده مزمن در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران بسیار مشهود است؛ به‌طوری‌که امروزه مدیریت نرخ ارز و جلوگیری از نوسان‌ها و انحراف‌های آن از مقادیر تعادلی به یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی تبدیل شده است، چراکه هرگونه نوسان مقطعی و انحراف نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند چالش‌هایی را برای سایر بخش‌های اقتصاد ایجاد کند.

با وجود اینکه نظام ارزی حاکم بر کشورها منشا تحولات نرخ ارز و عاملی تاثیرگذار در تدوین سیاست‌های ارزی آن‌ها است باید به این نکته اشاره کرد که با توجه به قدمت موضوع نرخ ارز، مطالعات گسترده‌ای در مورد ابعاد مختلف نرخ ارز انجام شده، اما در زمینه ارتباط نظام ارزی و انحراف نرخ ارز، پژوهش‌های کمتری صورت گرفته است. از این‌رو، چگونگی تغییرات انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی خود در نظام‌های مختلف ارزی مساله اصلی پژوهش حاضر است و این مطالعه به‌دنبال پاسخ به این سوال است که انتخاب انواع نظام‌های ارزی چه تاثیری بر انحراف نرخ ارز حقیقی دارد. برای این منظور، از رهیافت جورسازی امتیاز تمایل[1] (PSM) استفاده شده و سعی می‌شود که تجربیات کشورهای مختلف با نظام‌های ارزی متفاوت مورد توجه قرار گیرد. نمونه مورد پژوهش، کشورهای در حال توسعه هستند که به دو دسته تحت عنوان گروه شاهد[2] و گروه

1. Propensity Score Matching Approach
2. Control Group

درمان[1] تقسیم می‌شوند؛ گروه درمان شامل کشورهایی است که نظام ارزی شناور را به‌عنوان نظام ارزی خود پذیرفته‌اند و گروه شاهد کشورهای دیگر را شامل می‌شود.

ساختار مقاله به‌گونه‌ای است که در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه شده است، سپس به تشریح الگوی تجربی مورد استفاده بر پایه روش نوین PSM در بخش چهارم پرداخته می‌شود. در بخش پنجم، نتایج برآورد که با استفاده از الگوی PSM به‌دست آمده، ارائه شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، بخش ششم به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

انحراف نرخ ارز که به‌عنوان شکاف بین نرخ ارز حقیقی یک کشور و مقدار تعادلی آن تعریف می‌شود، بعد از سیستم برتون–وودز[2] در سال ۱۹۷۳ همراه با انتخاب نوع نظام ارزی مورد توجه قرار گرفت. این پدیده ممکن است عواقب ناگواری را به همراه داشته باشد که می‌تواند مانع رشد اقتصادی درکوتاه‌مدت و بلند مدت باشد. گفته می‌شود هنگامی که نرخ ارز نسبت به مقدار تعادلی خود کاهش می‌یابد، کمتر از حد ارزش‌گذاری[3] شده و هنگامی که از مقدار تعادلی خود فراتر می‌رود، بیش از حد ارزش‌گذاری[4] می‌شود. از زمان اتخاذ نظام ارزی شناور در دهه ۱۹۷۰، بررسی نرخ ارز تعادلی و انحراف آن موضوع اصلی مطالعات تجربی بوده است.

تحت یک نظام شناور، نرخ ارز اسمی آزادانه در نوسان است و به تغییرات سیاست‌های کلان اقتصادی پاسخ می‌دهد. نرخ‌های ارز در کشوری با نظام ارزی شناور، ممکن است به‌دلیل حباب سفته‌بازی[5]، انتقال‌پذیری (شیوع)[6] یا اثرات دسته‌ای[7] بیش از حد بی‌ثبات باشند؛ در نتیجه، در این نظام ارزی انحراف نرخ ارز بیشتر است (Dubas, 2009).

1. Treatment Group
2. Bretton Woods System
3. Undervalued
4. Overvalued
5. Speculative Bubbles
6. Contagion Effects
7. Bandwagon Effects

یاگی[1] (۲۰۰۱) معتقد است که عامل اصلی ممکن است جریان‌های مالی کوتاه‌مدت باشد که خود تحت‌تاثیر پدیده‌هایی نظیر سوداگری[2]، هیجانات بی‌دلیل[3]، هراس[4] و رفتار رمه‌ای[5] هستند. البته اگر اثرات کوتاه‌مدت این پدیده‌ها به‌ویژه سفته‌بازی و رفتار رمه‌ای به‌سرعت از بین برود، ممکن است مشکل انحراف ترتیبات ارزی شناور خیلی اساسی نباشد. با این‌حال، شواهد نشان می‌دهد نرخ ارز سطح معینی از وابستگی به مسیر[6] را نشان می‌دهد (Artis & Taylor, 1995) و با وجود هیسترزیس (پسماند)[7] در بازارهای ارز، انحراف اولیه در کوتاه‌مدت اصلاح نمی‌شود و ممکن است با رفتارهای غیرعقلایی بیشتر توسط عاملین اقتصادی تشدید شود. در نتیجه، نظام‌های انعطاف‌پذیرتر نرخ ارز ممکن است تاثیر هرگونه شوک‌های رابطه مبادله بر حساب جاری را خنثی کنند، اما برای کاهش انحراف نرخ ارز انتخاب مناسبی نخواهند بود (Dubas, 2009).

میردالا[8] (۲۰۱۴) چنین استدلال می‌کند که در کشورهایی با نظام ارزی شناور، نوسان‌های نرخ ارز بیشتر بوده و با تعدیل شدیدتری در سطح قیمت‌ها همراه است که افزایش شدت تعدیل قیمت خود معمولا انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی را به‌ویژه در کوتاه‌مدت به‌دنبال دارد.

نرخ‌های ارز ثابت با پدیده‌هایی از قبیل افزایش نرخ ارز حقیقی در مواجهه با سختی اسمی[9]، ایجاد ارزش‌گذاری بیش از حد و همه مشکلات مرتبط با آن همراهند (Dubas, 2009) و عامل مهمی در وقوع بحران‌های ارزی در کشورهای درحال توسعه‌ای نظیر مکزیک (۱۹۹۴)، آسیای جنوب‌شرقی (۱۹۹۷)، برزیل (۱۹۹۸)، روسیه (۱۹۹۹)،

---

1. Yagci, F.
2. Speculation
3. Manias
4. Panics
5. Herd Behavior
6. Path Dependency

۷. هیسترزیس یا پسماند (Hysteresis) پدیده‌ای است که وابستگی حالت فعلی یک سیستم به حالت‌های قبلی (مسیر تغییرات) آن را نمایش می‌دهد. بر اساس مفهوم این پدیده، رابطه میان علت و معلول نه‌تنها به بزرگی علت، بلکه به راستای تغییرات آن نیز وابسته است. این پدیده کاربردهای زیادی در حوزه‌های مختلفی نظیر فیزیک، شیمی، مهندسی، زیست‌شناسی و اقتصاد دارد.

8. Mirdala, R.
9. Nominal Rigidity

ترکیه (۲۰۰۱) و آرژانتین (۲۰۰۲) به‌حساب می‌آید (Fischer, 2002). نرخ ارز ثابت باعث
می‌شود که نرخ ارز حقیقی افزایش یابد و هر بار تورم بالاتر از کشور صادرکننده ارز لنگر[1] باشد.

گلدفان و والدرز[2] (۱۹۹۶) دریافته‌اند که نرخ‌های حقیقی ارز در نظام‌های نرخ ارز ثابت تمایل به افزایش دارند. با فرض اینکه نظام‌های ارزی کشورها عمیق و رقابتی باشند در نظام نرخ ارز شناور، نرخ ارز در پاسخ به وضعیت کسری یا مازاد تجاری که انحراف از وضعیت تعادلی را نشان می‌دهد، به‌طور نسبتا سریع عکس‌العمل نشان داده و به عنوان تثبیت‌کننده خودکار، مازاد یا کسری تجاری را مرتفع می‌سازد، اما در نظام نرخ ارز ثابت چون چنین سازوکار خودکاری وجود ندارد و نرخ ارز در مقدار معین خود ثابت است، مقامات اقتصادی با مشاهده کسری‌ها یا مازادهای قابل ملاحظه تصمیم می‌گیرند که نرخ ارز را برای کاهش عدم تعادل تراز تجاری تغییر دهند و چون این تشخیص، اقدام و تاثیرگذاری بعد از آن با وقفه‌های قابل ملاحظه همراه است، عدم تعادل‌ها در نظام نرخ ارز ثابت، طولانی‌تر و عمیق‌تر خواهد بود. با این‌حال، مطالعات تجربی متعددی نظیر (Calvo & Reinhart, 2002 Hausmann, et al., 2000 and) نشان می‌دهند که نظام ارزی شناور نه‌تنها، نمی‌تواند اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه را در برابر شوک‌های خارجی محافظت کند، بلکه آن‌ها را نیز تقویت می‌کند که خود احتمال ایجاد انحراف نرخ ارز را افزایش می‌دهد.

به‌طورکلی، براساس الگوهای اقتصاد کلان نمی‌توان به‌صورت قطعی بیان کرد که کدام نظام ارزی انحراف بیشتری در نرخ ارز حقیقی ایجاد می‌کند، چراکه گاه نرخ ارز حقیقی سطح قابل توجهی از انحراف را در هر دو نظام ثابت و شناور نشان می‌دهد (Coudert & Couharde, 2009؛ Slimani & Ben Allem, 2018).

تحت یک نظام ارزی شناور، بازار ارز تعیین‌کننده نرخ اسمی ارز است، از این‌رو، انحراف نرخ ارز حقیقی نیز به‌صورت موقتی است. در مقابل، با توجه به اینکه در نظام نرخ

1. Anchor Currency
2. Goldfajn, I. & Valdes, R.

ارز ثابت، نرخ اسمی ارز امکان تعدیل ندارد، خطر انحراف نرخ ارز حقیقی افزایش می‌یابد؛ با این‌حال، اگر بازار کالاها به‌طور کامل کارا باشد، حتی با وجود ثابت بودن نرخ اسمی ارز، قیمت‌ها می‌توانند در پاسخ به فشار بازار، نرخ ارز حقیقی را به مقدار تعادلی خود بازگردانند (Nouira, et al., 2015).

به‌طور خلاصه در هر دو نظام، بنا به دلایل مختلف امکان بروز انحراف وجود دارد (Coudert, et al., 2015)؛ در نظام ارزی ثابت این امر می‌تواند به دلیل چسبندگی در قیمت‌ها و به‌طورکلی سیاست‌های پولی و مالی و در نظام شناور به‌دلیل اطلاعات ناقص اتفاق بیفتد (Edwards, 2011). با توجه به اینکه به‌طور قطع نمی‌توان گفت کدام نظام ارزی انحراف کمتری را ایجاد می‌کند، پژوهش حاضر به‌دنبال پیدا کردن اثر خالص نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی با استفاده از رهیافت PSM است.

۳. پیشینه پژوهش

در عرصه داخلی و بین‌المللی مطالعات مختلفی در زمینه انحراف نرخ ارز انجام شده که در ادامه به مهم‌ترین آن‌ها اشاره شده است. همچنین مطالعاتی که از روش PSM استفاده کرده‌اند، بررسی شده‌اند.

عزیزی و هادیان (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۸:۱ – ۱۳۷۳:۲ در چهارچوب یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم[1] میزان انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران را برآورد کرده و نتیجه گرفته‌اند که یک فرآیند غیرمتقارن در تعدیل نرخ ارز حول حد آستانه وجود دارد.

جعفری صمیمی و قبادی (۱۳۹۵) رابطه تعادلی نرخ ارز حقیقی برحسب بنیان‌های اصلی آن را طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۳۸ با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن[2] بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ ارز حقیقی از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۰ کمتر از مقدار تعادلی خود بوده و از این سال به بعد شکاف بین این دو نرخ کمتر شده است.

1. Smooth Transition Regression
2. Johanson Cointegration Method

مزینی و قربانی (۱۳۹۸) ضمن استخراج نظام‌های تورمی اتفاق افتاده در اقتصاد ایران به روش مارکوف-سوئیچینگ[1] در قالب یک رویکرد پولی به استخراج میزان انحراف نرخ ارز اسمی در هر کدام از نظام‌ها پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که در نظام‌های تورمی متوسط میزان انحراف نرخ ارز به‌طور نسبی تشدید شده و انحراف بیشتری را نسبت به نظام‌های تورمی پایین از خود نشان می‌دهد.

سلیمانی و بن‌عالم[2] (۲۰۱۸) به‌دنبال تبیین میزان انحراف نرخ ارز حقیقی و عوامل تعیین‌کننده آن برای کشورهای منا بوده و در این راستا، بر نقش نظام‌های ارزی تاکید کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] (GMM) به این نتیجه دست یافته‌اند که نظام ارزی شناور برای این کشورها بهترین انتخاب است.

هالتمولر و مالیک[4] (۲۰۱۳) بر اساس اطلاعات ۶۹ کشور، تاثیر متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان بر نرخ ارز حقیقی موثر را مورد بررسی قرار داده و با استفاده از الگوی هم‌انباشتگی پانلی دریافته‌اند که هر چه انعطاف‌پذیری نظام ارزی بیشتر باشد، انحراف کمتر خواهد بود و برای به حداقل رساندن درجه انحراف، انتخاب ترتیبات ارزی انعطاف‌پذیرتر اجتناب‌ناپذیر است.

داگدویرن و همکاران[5] (۲۰۱۲)، انحراف لیر ترکیه را بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ مورد بررسی قرار داده و با استفاده از روش هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) دریافته‌اند که هنگام اتخاذ نظام ارزی تثبیت شده در ترکیه، لیر بیش از حد ارزش‌گذاری شده است.

دوباس[6] (۲۰۰۹) با استفاده از برآوردگر برداری هم‌انباشتگی پانلی[7] نقش انتخاب نظام ارزی در توضیح انحراف نرخ ارز را در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده است که انحراف نرخ ارز در کشورهای درحال توسعه بیشتر دیده می‌شود و میزان این انحراف‌ها در نظام ارزی شناور به مراتب بیشتر است.

---

1. Markov-Switching Method
2. Slimani, S & Ben Allem, K.
3. Generalized Moment Method
4. Holtemöller, O. & Mallick, S.
5. Dagdeviren, S., et al.
6. Dubas, J.M.
7. Panel Cointegration Vector Estimator

از بین مطالعات داخلی و خارجی که برای بررسی موضوع مورد مطالعه از روش PSM استفاده کرده‌اند نیز می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

کاظمی زرومی و همکاران[1] (۲۰۲۰) در دو مطالعه مجزا تاثیر هدف‌گذاری تورمی بر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم و مولفه‌های آن‌ها در منتخبی از دو گروه کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت را با روش PSM طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که اتخاذ چهارچوب هدف‌گذاری تورم، تاثیر مثبت و معناداری بر درآمد مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم کشورهای واردکننده نفت دارد؛ در حالی که تاثیر این سیاست در کشورهای صادرکننده نفت از نظر آماری ناچیز و جهت آن نیز مبهم است.

کوشمن و ویتا[2] (۲۰۱۷) ارتباط بین نظام‌های ارزی ۷۰ کشور در حال توسعه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی این کشورها را با استفاده از رهیافت PSM مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که نظام‌های به نسبت ثابت نرخ ارز در مقایسه با نظام‌های انعطاف‌پذیرتر، ورود جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بیشتر ترغیب می‌کنند.

با جمع‌بندی مطالعات پیشین می‌توان گفت که تمامی مطالعات داخلی که به‌نحوی به بررسی موضوع انحراف نرخ ارز پرداخته‌اند با بررسی عوامل موثر بر نرخ ارز حقیقی (نه انحراف آن)، تنها به محاسبه انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی آن پرداخته و یا در نهایت اثر این انحراف‌ها را بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند؛ در حالی‌که مطالعه حاضر اولین مطالعه داخلی است که ضمن محاسبه انحراف نرخ ارز حقیقی از مسیر تعادلی خود به بررسی عوامل موثر بر انحراف نرخ ارز حقیقی با تاکید بر نقش نظام ارزی پرداخته است. همچنین از این جهت که این مطالعه با به‌کارگیری رهیافت جورسازی امتیاز تمایل اثر خالص نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز را برآورد می‌کند با مطالعات خارجی نیز متفاوت است و نتایج مطمئن‌تری را ارائه خواهد کرد.

1. Kazemi Zaroomi, H., et al.
2. Cushman, D. & Vita, G.D.

٤. الگو و روش

٤-١. الگوی تجربی

براساس ادبیات نظری موجود در زمینه انحراف نرخ ارز، عوامل مختلفی می‌توانند بر این متغیر اثرگذار باشند که در این پژوهش نقش سیاست اتخاذ نظام ارزی شناور (شناورسازی نظام ارزی) نیز بر آن ارزیابی خواهد شد. برای برآورد الگوی موردنظر و استخراج نتایج از نرم‌افزارهای Matlab 14 و Stata 14 استفاده خواهد شد. براساس مبانی نظری مطرح شده در قسمت‌های قبل و به‌پیروی از نویرا و سکات[1] (۲۰۱۵) و سلیمانی و بن‌عالم (۲۰۱۸)، الگوی ارائه شده در رابطه (۱) برای توضیح رفتار انحراف نرخ ارز حقیقی در کشورهای مورد مطالعه تصریح می‌شود:

$$|MIS|_i = f(|MIS(-1)|_i, ERR_i, X_i) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، $|\mathrm{MIS}|_{\mathrm{i}}$ قدرمطلق انحراف نرخ ارز حقیقی کشور i و متغیر واکنش است، $|\mathrm{MIS}(-1)|_{\mathrm{i}}$ قدرمطلق انحراف نرخ ارز حقیقی کشور i در دوره قبل، $\mathrm{ERR_i}$ متغیر درمان (نظام ارزی) و $\mathrm{X_i}$ برداری از سایر متغیرهای اثرگذار بر انحراف نرخ ارز حقیقی شامل تورم، کیفیت نهادی و توسعه مالی است که در فرآیند جورسازی اثر این متغیرها به‌نوعی کنترل می‌شود و اغلب در ادبیات، متغیرهای مداخله‌گر[2] نامیده می‌شوند.

به‌دلیل تداوم انحراف‌ها در کشورهای درحال توسعه، وقفه متغیر وابسته (انحراف دوره قبل) به‌عنوان متغیر کنترل وارد الگو شده است (Nouira, et al., 2011). انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی آن تا حد زیادی به تورم و فشارهای تورمی بستگی دارد؛ به طوری که تورم باعث افزایش انحراف نرخ ارز می‌شود (Nouira & Collins, 1996, Sekkat, 2015). علاوه بر تورم، روی دو متغیر کیفیت نهادی و توسعه مالی که در ادبیات به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده سطح پذیرش یا تحمل انحراف[3] شناخته می‌شوند، تمرکز می‌شود؛ به طوری که در صورت ضعف نهادهای داخلی و پایین بودن کیفیت موسسات،

1. Nouira R .& Sekkat, Kh.
2. Confounders
3. Tolerance to Misalignment

انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن بیشتر است (Rodrik, 2008) و کیفیت بالای نهادی، انحراف نرخ ارز را کاهش می‌دهد (Nouira & Sekkat, 2015). همچنین اگر سیستم مالی کشور به‌خوبی توسعه یافته باشد، انحراف نرخ ارز کمتر خواهد بود و با وجود توسعه بیشتر سیستم مالی، هزینه‌ها و پیامدهای این انحراف‌ها کمتر بوده و کشور در برابر آن‌ها مقاوم‌تر است (Elbadawi, et al., 2012 ,Aghion, et al., 2009).

متغیرهای کنترل ذکر شده، براساس مبانی نظری موجود انتخاب شده‌اند. حال جهت بررسی تاثیر اتخاذ نظام‌های ارزی مختلف بر انحراف نرخ ارز حقیقی با تکیه بر مبانی نظری بیان شده و با توجه به روش جورسازی امتیاز تمایل که در قسمت بعد توضیح داده می‌شود، الگوی تجربی این مطالعه برای نمونه موردنظر به‌صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود.

$$|MIS| = F(|MIS(-1)|, D_{ERR}, INF, IQ, FD) \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، MIS انحراف نرخ ارز حقیقی است که براساس اطلاعات کنفرانس بین‌المللی تجارت و توسعه[1] (UNCTAD) با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی[2] (PSTR) برای کشورهای موردنظر برآورد و استخراج شده است[3]. DERR متغیر درمان نظام ارزی است که مقدار آن برای کشورهایی که در سال ۲۰۱۹ نظام ارزی شناور را اتخاذ کرده‌اند، یک و برای کشورهایی که این نظام ارزی را اتخاذ نکرده‌اند، صفر است. در این مطالعه از طبقه‌بندی حقیقی[4] نظام‌های ارزی که توسط صندوق بین‌المللی پول منتشر شده، استفاده شده است[5]. INF نرخ تورم قیمت مصرف‌کننده است و اطلاعات مربوط به آن از شاخص توسعه بانک جهانی (WDI) جمع‌آوری شده است. IQ متغیر کیفیت نهادی[6]

1. United Nations Conference on Trade and Development
2. Panel Smooth Transition Regression
۳. مقادیر باقی‌مانده (پسماندها) حاصل از برآورد الگوی نرخ ارز حقیقی به‌عنوان انحراف درنظر گرفته شده و براساس باقی‌مانده‌ها انحراف‌های نرخ ارز به‌صورت تفاوت نرخ ارز حقیقی تحقق‌یافته از نرخ ارز حقیقی تعادلی استخراج می‌شود؛ در واقع خواهیم داشت: $MIS_{it} = \varepsilon_{it} = RER_{it} - ERER_{it}$
4. De Facto
5. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (2019)
6. Institutional Quality

است که به‌پیروی از ندیری و محمدی (۱۳۹۰) و احمدپور کچو و دهمرده (۱۳۹۷) از میانگین حسابی شش شاخص حکمرانی خوب شامل حق اظهارنظر و پاسخگویی[۱]، ثبات سیاسی[۲] و فقدان خشونت[۳]، کارآمدی دولت[۴]، کیفیت و چگونگی تنظیم مقررات[۵]، حاکمیت قانون[۶] و کنترل فساد[۷] به‌دست آمده است. امتیاز کشورها در این شاخص‌ها بین ۲/۵ و ۲/۵- است که مقدار بالاتر به‌معنای نتیجه مطلوب‌تر برای آن کشور است. این شاخص‌ها ابتدا به روش محمدی و ندیری (۱۳۹۰) بین صفر و ۱۰ نرمال شده و سپس با جمع‌آوری این شاخص‌ها و میانگین‌گیری از آن‌ها، شاخص نهادی موردنظر ایجاد شده است[۸]. اطلاعات و داده‌های مربوط به این شاخص‌ها از شاخص‌های حکمرانی در سراسر جهان[۹] بانک جهانی (WGI) استخراج شده‌اند. FD متغیر توسعه مالی[۱۰] است که به پیروی از سلیمانی و بن‌عالم (۲۰۱۸)، البادوی و همکاران[۱۱] (۲۰۱۲) و خداپرست و همکاران (۱۳۹۵) از نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و سایر نهادهای مالی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر جایگزین استفاده شده است. اطلاعات مربوط به این متغیر نیز از شاخص توسعه بانک جهانی[۱۲] (WDI) استخراج شده است.

---

1. Voice and Accountability
2. Political stability
3. Absence of Violence
4. Government Effectiveness
5. Regulatory Quality
6. Rule of Law
7. Control of Corruption

۱. برای امکان مقایسه و همسان کردن به‌پیروی از محمدی و ندیری (۱۳۹۰)، این متغیرها به روش زیر بین صفر و ۱۰ نرمال شده‌اند:

$10 \times (value - min)/(\max - \min)$ که value برابر با مقدار هر شاخص برای هر کشور است و min و max نیز به‌ترتیب حداقل و حداکثر مقادیر اندازه‌گیری شده برای متغیرهای نهادی مختلف برای هر کشور است.

9. Worldwide Governance Indicators
10. Financial development
11. Elbadawi, IA., et al.
12. World Development Indicators

٤-۲. روش برآورد الگو: جورسازی امتیاز تمایل

یکی از مهم‌ترین روش‌های تحلیل و بررسی اثرات سیاست‌ها و مداخلات اقتصادی یا اجتماعی بر رفتار متغیرهای اقتصادی، روش جورسازی است که به‌عنوان یک رویکرد ناپارامتریک در اقتصادسنجی شناخته می‌شود. این روش، ضعف‌های روش رگرسیونی را با پیدا کردن آن بخش‌هایی از قانون توزیع متغیرهای توضیحی الگوی رگرسیونی را که امکان مقایسه برای دو گروه درمان و شاهد در آن ناحیه وجود ندارد، آشکار می‌سازد. همچنین این روش دارای تکنیک‌های آزمون فرضیه مشخصی برای ارزیابی عملکرد و دقت الگوسازی انجام شده برای ارزیابی سیاست است که روش‌های رقیب از آن بهره‌مند نیستند. علاوه بر این، روش PSM از این مزیت برخوردار است که اجرای آن تنها با داشتن یک دوره داده برای دو گروه درمان و شاهد امکان‌پذیر است (کشاورز حداد، ۱۳۹۶). همچنین جورسازی امتیاز تمایل به فرض‌های رگرسیون مانند ارتباط خطی بین متغیرهای وابسته و مستقل یا عدم همبستگی سریالی بین اجزای اخلال وابسته نیست (Cushman & Vita, 2017).

در اجرای هر برنامه اجتماعی یا اقتصادی ممکن است برخی از افراد و واحدها مشارکت کرده و برخی مشارکت نکنند؛ به طوری که این موضوع در سطح بین‌المللی می‌تواند وجود داشته باشد؛ مثلاً ممکن است برخی کشورها نوعی نظام ارزی را (متغیر درمان) انتخاب کنند و برخی آن را انتخاب نکنند. در این خصوص مشارکت در یک برنامه اثری را ایجاد می‌کند که ناشی از واکنش شرکت‌کنندگان نسبت به اجرای آن است. اثر ایجاد شده، پیامد[1] اجرای برنامه موردنظر است. به‌عنوان مثال، در این مطالعه اتخاذ یک نوع نظام خاص ارزی می‌تواند با هدف کاهش انحراف نرخ ارز حقیقی باشد که تحقق آن، پیامد این برنامه خاص است. از آنجا که یک کشور نمی‌تواند همزمان هم عضو گروه درمان و هم عضو گروه شاهد باشد، علاوه بر ایران، منتخبی از کشورهای در حال توسعه با نظام‌های ارزی مختلف درنظر گرفته می‌شود. قاعدتا میزان انحراف نرخ ارز حقیقی در کشورهای مشارکت‌کننده در برنامه و کشورهایی که در برنامه

1. Outcome

مشارکت نکرده‌اند، متفاوت خواهد بود که این تفاوت در قالب رهیافت ارزیابی برنامه قابل ارزیابی است.

در رهیافت ارزیابی برنامه سعی می‌شود با تقسیم واحدها (مثلا کشورها) به گروه درمان (مشارکت‌کننده در برنامه) و گروه شاهد (کشورهایی که مشارکتی در برنامه ندارند)، تاثیر اجرای برنامه‌ها و سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای اقتصادی مورد ارزیابی قرارگیرد (Zhao, 2004). با این توضیح انتخاب یک نظام ارزی خاص (مثلا شناور) را می‌توان به‌عنوان برنامه مورد توجه قرار داد و تاثیر آن را بر انحراف نرخ ارز حقیقی بررسی کرد. در این ارتباط یک چهارچوب مفید برای برآورد اثرات مشارکت در برنامه در قالب چهارچوب نتیجه بالقوه[1] معرفی می‌شود که به مطالعات رابین[2] (۱۹۷۲) و هولاند[3] (۱۹۸۶) باز می‌گردد. در این چهارچوب می‌توان دو نتیجه (یا واکنش) بالقوه را با یکدیگر مقایسه کرد: Y_1 برای مشارکت در برنامه و Y_0 عدم مشارکت. بنابراین، هر واحد دارای دو پاسخ بالقوه برای یک درمان مانند اتخاذ یک نظام ارزی خاص است؛ $Y_i(1)$ برآمد کشور i وقتی در برنامه مشارکت می‌کند یا $Y_i(0)$ برآمد آن کشور وقتی در برنامه مشارکت نمی‌کند (Zhao, 2004). البته باید توجه داشت که وجود دو واکنش (یا دو پیامد) Y_1 و Y_0 همزمان برای یک کشور امر محالی است.

به طورکلی، هدف این روش به دست آوردن میانگین اثر یک متغیر درمان دودویی بر یک متغیر واکنش است. برای هر واحد i که در آن $i = 1,2,\ldots,N$ دو مقدار $Y_i(1)$ برای مقدار هنگام شرکت در برنامه و $Y_i(0)$ برای مقدار هنگام عدم شرکت در برنامه وجود دارد. متغیر $W_i \in \{0,1\}$ به‌عنوان نشان‌دهنده مشارکت در برنامه به‌صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود.

$$Y_i = \begin{cases} Y_i(0), if\ W_i = 0 \\ Y_i(1), if\ W_i = 1 \end{cases} \qquad (۳)$$

1. Potential Outcome
2. Rubin, D.
3. Holland, P.

در رابطه (۳)، اگر $Y_i(1) - Y_i(0) > 0$ باشد، برنامه اجرا شده برای واحد iام اثرگذار بوده است. بنابراین، وقتی واکنش‌های مشاهده شده برای این کشور $Y_i = D_iY_{1i} + (1 - D_i)Y_{0i}$ است، $D_i = 1$ به‌معنی وجود درمان و $D_i = 0$ به‌معنی عدم وجود درمان است (رابطه (۴)).

$$\begin{aligned}\tau &= E(y|w=1) - E(y|w=0) \\ &= E(y_1|w=0) - E(y_0|w=0) \\ &= E(y_1) - E(y_0)\end{aligned} \qquad (۴)$$

در صورتی که افراد به‌صورت تصادفی در دو گروه درمان و شاهد قرار نگرفته باشند باید دیگر متغیرهای اثرگذار بر y را که قابل مشاهده هستند، شناسایی کرده و اثرات آن‌ها را حذف کرد. به این صورت که گروه‌هایی که در مقدار این متغیرها (که به آن‌ها متغیرهای توضیحی x گفته می‌شود و دارای بعد k هستند) با یکدیگر برابر بوده و یا مقادیر مشابهی دارند را با یکدیگر مقایسه کرد (رابطه (۵)) (Lee, 2005).

$$\begin{aligned}E(y|x.w=1) - E(y|x.w=0) \\ = E(y_1|x.w=0) - E(y_0|x.w=0) \\ = E(y_1|x) - E(y_0|x) = E(y_1 - y_0|x)\end{aligned} \qquad (۵)$$

با این فرض که شرکت در برنامه مستقل از متغیر واکنش بوده و همچنین احتمال شرکت در برنامه در هر x داده شده در بازه ۰ و ۱ باشد (Rosenbaum & Rubin, 1983)، اثر درمان به‌صورت رابطه (۶) قابل محاسبه خواهد بود.

$$\begin{aligned}\tau(x) = \mathrm{E}[Y(1) - Y(0)|X=x] \\ = E[Y|W=1.X=x] - E[Y|W=0.X=x]\end{aligned} \qquad (۶)$$

تحت این شرایط، تفاوت بین متغیرهای سمت راست رابطه (۶) برای هر X قابل شناسایی است (Lee, 2005). در نتیجه میانگین اثر درمان با رابطه (۷) در تمام توزیع X به‌دست می‌آید (Abadie & Imbens, 2002):

$$E[Y|W=1.X=x] - E[Y|W=0.X=x] \qquad (۷)$$

و میانگین اثر درمان برای گروه درمان به‌صورت رابطه (۸) خواهد بود.

$$\tau = E[\tau(X)] = E\big[E[Y|W = 1.X = x] - E[Y|W = 0.X = x]\big] \quad (۸)$$

چالش های با اهمیت در ارزیابی برنامه، پاسخ به این پرسش است که اگر برنامه (اتخاذ نظام ارزی شناور) اجرا نمی‌شد، متغیر مورد مطالعه برای افراد (گروه‌ها، کشورها و ...) در معرض برنامه به چه سطحی می‌رسید. به‌عبارت دیگر، در هر کدام از گروه‌ها تنها یکی از دو متغیر $Y_i(1)$ و $Y_i(0)$ قابل مشاهده است که در گروه درمان $Y_i(1)$ و در گروه شاهد $Y_i(0)$ است. پاسخ به پرسش بالا نیاز به یک مفهوم انتزاعی دارد که تصوری[1] است (Imbens & Wooldridge, 2008). برای هر واحد، تخمین‌زننده جورسازی مقدار متغیرهای خارج از برنامه را به عنوان مقادیر غیرقابل دسترس برای متغیرهای توضیحی مساوی قرار می‌دهد.

جورسازی همان‌طور که می‌تواند روی داده‌های مشاهده‌پذیر انجام گیرد بر امتیاز تمایلی[2] که از متغیرهای کنترل به دست می‌آید نیز قابل انجام است (Frölich, 2007 , Caliendo & Kopeinig, 2008). در جورسازی امتیاز تمایل هنگامی که ابعاد بردار متغیرهای کنترل به اندازه‌ای زیاد باشد که فرض هم‌پوشانی داده‌ها مشکل باشد (Cameron & Trivedi, 2005)، ابتدا یک تخمین لاجیت[3] یا پروبیت[4] روی بردار متغیرهای کنترل برازش می‌شود و سپس احتمال شرکت در برنامه برای هر واحد به‌دست آمده و جورسازی داده‌ها با استفاده از همین امتیاز تمایل انجام می‌گیرد (Rosenbaum & Rubin, 1983). در این رهیافت می‌توان با استفاده از چهار روش نزدیک‌ترین همسایه[5]، پرگار و شعاع[6]، زیر طبقه‌سازی و بازه‌سازی[7] یا هسته‌ای[8] (Heckman, et al.,

1. Counterfactual
2. Propensity Score
3. Logit
4. Probit
5. Nearest neighbor
6. Caliper and Radius
7. Stratification and interval
8. Kernel

عملیات جورسازی را انجام داد (Frölich, 2007 and 1998 ; Caliendo & Todd, 2006 and Kopeinig, 2008).

برای برآورد معادله امتیاز تمایل باید دو انتخاب صورت گیرد: انتخاب نخست الگوی برآورد احتمال $P(D_i=1|X_i)$ و انتخاب دوم، متغیرهای توضیحی این الگو است. معمولا الگوی به‌کار گرفته شده برای ارزیابی یک سیاست از مدل‌های لاجیت یا پروبیت به صورت رابطه (۹) استفاده می‌کند.

$$P(D_i=1|X_i)=E\{h(X_i)\} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹)، $E(.)$ توزیع انباشته نرمال یا لاجستیک بوده و $h(X_i)$ یک مشخص نمایی اولیه و دربرگیرنده تمام متغیرهای مرتبط تعیین‌کننده احتمال $P(D_i=1)$ است. برای برآورد اثر برنامه مبتنی بر امتیاز تمایل، پس از به‌دست آوردن مقدار احتمال مربوط به هر مشاهده از یکی از برآوردگرهای جورسازی امتیاز تمایل نظیر نزدیک‌ترین همسایه که سرراست‌ترین برآوردگر جورسازی است، استفاده خواهد شد. در این روش یک فرد (کشور) از گروه شاهد به‌عنوان یک جفت با یک فرد (کشور) از گروه درمان انتخاب می‌شود که دارای نزدیک‌ترین امتیاز تمایل به شرکت در برنامه باشد. با فرض اینکه احتمال مشارکت فرد iام از گروه درمان به‌وسیله P_i و احتمال مشارکت فرد jام از گروه شاهد با P_j نشان داده شود، آن‌گاه تک‌عضو نزدیک‌ترین همسایه فرد iام به‌صورت رابطه (۱۰) تعریف می‌شود. آن‌گاه فردی از گروه شاهد که احتمال مشارکت P_j دارد، جفت مناسب فرد iام دانسته می‌شود.

$$C(i) = \left\{ P_j \left| \min_j \right| |P_i - P_j| \right\} \qquad (۱۰)$$

در این مطالعه با استفاده از روش جورسازی امتیاز تمایل که در آن متغیرهای موثر بر انحراف نرخ ارز به‌عنوان مچ‌های چندگانه معرفی می‌شوند به بررسی واکنش انحراف نرخ ارز حقیقی به تغییرات نظام ارزی پرداخته می‌شود. برای این منظور از اطلاعات ۱۱۶ کشور

در حال توسعه[1] با نظام‌های ارزی مختلف در سال ۲۰۱۹ استفاده شده است. از میان این کشورها ۳۲ کشور عضو گروه درمان (دارای نظام ارزی شناور) و ۸۴ کشور عضو گروه شاهد (دارای نظام ارزی غیر از شناور) بوده‌اند.

۵. نتایج تجربی و تحلیل یافته‌ها

در روش جورسازی که برای این مطالعه در نظر گرفته شده است، امتیاز تمایل برآورد می‌شود؛ به‌طوری‌که متغیرهای توضیحی موجود در الگو، مچ‌های چندگانه را برای انطباق اثرات بین دو گروه درمان (کشورهایی که نظام ارزی شناور را اتخاذ کرده‌اند) و گروه شاهد (کشورهایی که نظامی به‌جز نظام ارزی شناور را پذیرفته‌اند) ایجاد می‌کنند.

در جدول (۱) مقادیر احتمالی عضویت در گروه درمان هر کدام از مشاهدات ارائه شده است که برای جور شدن و تطابق بین واحدها استفاده می‌شود. در این مطالعه چهار متغیر توضیحی انحراف دوره قبل، تورم، کیفیت نهادی و توسعه مالی به‌همراه متغیرهای حاصل‌ضرب انحراف دوره قبل در تورم، حاصل‌ضرب انحراف دوره قبل در کیفیت نهادی و حاصل‌ضرب انحراف دوره قبل در توسعه مالی به‌عنوان مچ‌های مختلف (متغیرهای جورشده) در نظر گرفته شده[2] و امتیاز تمایل که با تابع لاجیت برآورد می‌شود، برای آن‌ها مقادیر مشابه گروه درمان و شاهد را با هم مقایسه می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود،

---

۱. شامل آلبانی، الجزایر، آنگولا، آرژانتین، ارمنستان، آذربایجان، باهاماس، بحرین، بنگلادش، باربادوس، بلاروس، بولیوی، بوتسوانا، برزیل، بلغارستان، بورکینافاسو، برونئی دارسلام، کامبوج، کامرون، چاد، شیلی، چین، کلمبیا، کوموروس، جمهوری دموکراتیک کنگو، کنگو، کاستاریکا، ساحل عاج، جمهوری دومنیکن، اکوادور، مصر، السالوادور، گینه اکواتور، فیجی، گابون، گامبیا، گرجستان، غنا، گواتمالا، گینه، گینه بیسائو، گویان، هائیتی، هندوراس، مجارستان، هند، اندونزی، ایران، عراق، جامائیکا، اردن، قزاقستان، کنیا، کویت، قرقیزستان، جمهوری لائوس، لتونی، لبنان، لسوتو، لیبریا، لیبی، ماداگاسکار، مالاوی، مالزی، مالدیو، مالی، موریتانی، مکزیک، مولداوی، مغولستان، مراکش، موزامبیک، میانمار، نامیبیا، نپال، نیکاراگوئه، نیجر، نیجریه، مقدونیه شمالی، عمان، پاکستان، پاناما، گینه نو، پاراگوئه، پرو، فیلیپین، لهستان، قطر، رومانی، روسیه، رواندا، سنت لوسیا، سنت وینسنت، ساموآ، عربستان سعودی، سنگال، سیرالئون، جزایر سلیمان، آفریقای جنوبی، سریلانکا، سودان، تاجیکستان، تانزانیا، تایلند، توگو، ترینیداد توباگو، تونس، ترکیه، اوگاندا، اوکراین، امارات متحده عربی، اروگوئه، ویتنام، یمن، زامبیا، زیمبابوه.

۱. در اینجا به‌دلیل اینکه در برآورد اولیه، همه متغیرها شرط متوازن بودن را برقرار نمی‌کردند از حاصل‌ضرب دوبه‌دوی برخی متغیرها در الگو استفاده شده تا شرط متوازن بودن تمامی متغیرهای کمکی برقرار شود.

ضرایب مربوط به متغیرهای کمکی[1] معنادار نشده‌اند که نشان می‌دهد، هیچ کدام از متغیرهایی که به‌عنوان مچ در نظر گرفته شده‌اند بر احتمال قرار گرفتن کشورها در یک گروه همسان اثرگذار نبوده‌اند.

جدول ۱. نتایج برآورد امتیاز تمایل برای کشورها با استفاده از تابع لاجیت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	z	P > |z|
MIS(-1)	-۰/۰۵۷۳	۰/۱۲۶۷	-۰/٤٥	۰/٦٥۱
INF	۰/۰۲٤۹	۰/۰٤٤۲	۰/٥٦	۰/٥۷۳
IQ	-۰/۲۷۷۸	۰/۲۳۲۱	-۱/۲۰	۰/۲۳۱
FD	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸۱	۱/۱۱	۰/۲٦٥
MIS(-1).INF	۰/۰۰۰٤	۰/۰۰۱٦	۰/۲٦	۰/۷۹٥
MIS(-1).IQ	۰/۰۰٦٤	۰/۰۱۸٥	۰/۳٥	۰/۷۲۷
MIS(-1).FD	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۸	-۰/۲۸	۰/۷۷۸
عرض از مبدا	۰/۱٦٤۳	۱/۳۲۲۷	۰/۱۲	۰/۹۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه نتایج تجربی تخمین‌زننده جورسازی چندگانه به روش آبادی و ایمبنز[2] (۲۰۰۲) برای اثر درمان متوسط تاثیر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی در ارتباط با گروه درمان[3] (ATT) ارائه می‌شود. نتایج برآورد اثر درمان متوسط با استفاده از برآوردگر نزدیک‌ترین همسایه[4] که یکی از انواع برآوردگرهای PSM است در جدول (۲) ارائه شده است. این جدول دو موضوع را نشان می‌دهد: نخست، نتایج برای نمونه جورسازی نشده[5] که نشان می‌دهد تفاوت میان متوسط انحراف نرخ ارز حقیقی کشورهایی که نظام ارزی شناور را اتخاذ کرده‌اند و انحراف نرخ ارز حقیقی سایر کشورها، ۳/۱۴۱ است که در واقع همان تفاضل ساده بین متوسط انحراف کشورهای عضو گروه‌های درمان و شاهد بدون انجام جورسازی است. در سطر بعدی، متوسط اثر درمان برای کشورهای در معرض برنامه (اتخاذ نظام ارزی شناور) گزارش شده است. این سطر نیز از سه ستون مهم تشکیل شده

1. Covariates
2. Abadie, A. & Imbens, G.
3. Average Treatment on Treated
4. Nearest Neighbor
5. Unmatched

است؛ به طوری که در ستون درمان (Treated)، عدد ۹/۸۰۷ متوسط انحراف برای کشورهای عضو گروه درمان بعد از جورسازی و در ستون شاهد (Controls)، عدد ۵/۷۳ متوسط انحراف برای کشورهای عضو گروه شاهد بعد از جورسازی آن‌ها با کشورهای گروه درمان است. همچنین ستون تفاوت (Difference) نشان‌دهنده تفاضل میان این دو ستون بوده و اثر خالص برنامه (شناور بودن نرخ ارز) را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تفاوت اثر درمان در کشورهایی که نظام ارزی شناور را اتخاذ کرده‌اند (گروه درمان) و سایر کشورها (گروه شاهد) برابر با ۴/۰۷۶ و معنادار در سطح اهمیت ۱۰ درصد است که نشان می‌دهد اتخاذ نظام ارزی شناور منجر به افزایش انحراف نرخ ارز حقیقی شده است.

جدول ۲. تاثیر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی با استفاده از برآوردگر نزدیک‌ترین همسایه

نمونه	درمان	شاهد	تفاوت	انحراف معیار	آماره t
Unmatched	۱۳/٤٤٦	۱۰/۳۰۵	۳/۱٤۱	۳/۱۳۹	۱/۰۰
ATT	۹/۸۰۷	۵/۷۳	٤/۰۷٦	۲/۲۱۱	۱/۸٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از برآورد متوسط اثر درمان، حاکی از آن است که در کشورهای عضو گروه درمان (کشورهایی با نظام ارزی شناور)، انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی آن نسبت به کشورهای گروه شاهد (سایر کشورها) بیشتر است. این یافته با نتایج مطالعاتی نظیر دوباس (۲۰۰۹) و سرمئو و سنین[1] (۲۰۱۵) سازگار است که بیان کرده‌اند، انحراف نرخ ارز در کشورهای دارای نظام ارزی شناور بیشتر از سایر کشورها است. می‌توان چنین استدلال کرد که تحت یک نظام شناور، نرخ ارز اسمی آزادانه در نوسان است و به طور دائم نسبت به تغییرات سیاست‌های مختلف کلان اقتصادی عکس‌العمل نشان می‌دهد. از این‌رو، با توجه به بیشتر بودن نوسان‌های نرخ ارز در این نظام نسبت به سایر نظام‌های ارزی و به‌دلیل عدم اطمینان، عاملین اقتصادی نمی‌توانند نرخ ارز را به‌درستی و به‌طورکامل پیش‌بینی کنند و موجب تعدیل قیمت‌ها نسبت به نوسان‌های نرخ ارز خواهند شد. بر همین اساس، در نظام‌های ارزی شناور با افزایش شدت تعدیل قیمت‌ها،

1. Cermeo, R & Senin, M.

نرخ ارز حقیقی نسبت به مقادیر تعادلی خود بیشتر فاصله می‌گیرد. با این حال این نکته حائز اهمیت است که به دلیل کارآمدی نظام ارزی شناور و همان‌طور که در ادبیات نرخ ارز (Mirdala, 2014) نیز آمده، انحراف نرخ بیشتر در کوتاه مدت مشهود است.

در ادامه باید برای ارزیابی الگوی جورسازی امتیاز تمایل، آزمون توازن[1] مشخصه‌های کشورهایی که در دو گروه درمان و شاهد قرار گرفته‌اند، انجام شود. هدف از انجام این آزمون، بررسی این موضوع است که آیا عضویت کشورها در گروه درمان (اتخاذ نظام ارزی شناور) مستقل از مشخصه‌های کشورهای عضو است یا خیر (کشاورز حداد، ۱۳۹۶). به‌عبارت واضح‌تر، هدف از انجام این آزمون، بررسی درستی این فرضیه است که در داخل هر بازه، میانگین متغیرهای کمکی الگو (که به‌عنوان مچ انتخاب شده‌اند) برای دو گروه درمان و شاهد اختلاف معنی‌دار آماری از هم نداشته باشند. متغیرهایی که مقدار احتمال آماره t آن‌ها بزرگ‌تر از ۰/۱۰[2] باشند به‌خوبی جور شده و متوازن هستند (کشاورز حداد، ۱۳۸۶، طیبی و همکاران، ۱۳۹۸).

اگر برخی از متغیرها متوازن نباشند، لازم است متغیرهای توضیحی دیگر و یا حاصل‌ضرب دوبه‌دوی برخی متغیرها و یا توان دوم آن‌ها به مدل اضافه شود تا جایی که متوازن شدن تمامی متغیرها حاصل شود؛ درست همان کاری که در این مطالعه به‌منظور متوازن شدن تمامی متغیرهای الگو انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی متغیرهایی که در این مطالعه به‌عنوان مچ (متغیرهای جور شده) در نظر گرفته شده‌اند به‌خوبی جور شده و متوازن هستند؛ به طوری که میانگین این متغیرها در هر دو گروه کشورها بعد از جورسازی تفاوت معنی‌داری ندارند.

1. Balancing Test

۲. در این‌جا معنی‌داری یا عدم معنی‌داری متغیرها در سطح اهمیت ۱۰ درصد مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون توازن الگوی PSM

متغیر	میانگین			t- test	
	گروه درمان	گروه شاهد	تورش	t	P > |t|
MIS(-1)	۸/۳۸۲	۵/٤۲۲	۲٦/۲	۱/٤٤	۰/۱٥٤
INF	۵/۹۰۸	۳/۷۷۵	٦/٦	۱/۱۷	۰/۲٤٦
IQ	۵/۰۸۲	۵/۰۱۷	۵/٦	۰/۲٤	۰/۸۱۵
FD	٤۸/۷٤۹	٤٤/۹۹۸	۱۰/۹	۰/٤۲	۰/٦۷۹
MIS(-1).INF	۱۲۱/۷۹	۲٦/۳٦۵	۱۵/٤	۱/۱٤	۰/۲۵۷
MIS(-1).IQ	٤۰/۸۱٦	۲۷/۹۹۱	۲۰/٦	۱/۳۱	۰/۱۹۵
MIS(-1).FD	۳۱۷/۳۵	۲۰٦/۹۱	۲٦/۱	۱/۵۲	۰/۱۳٤

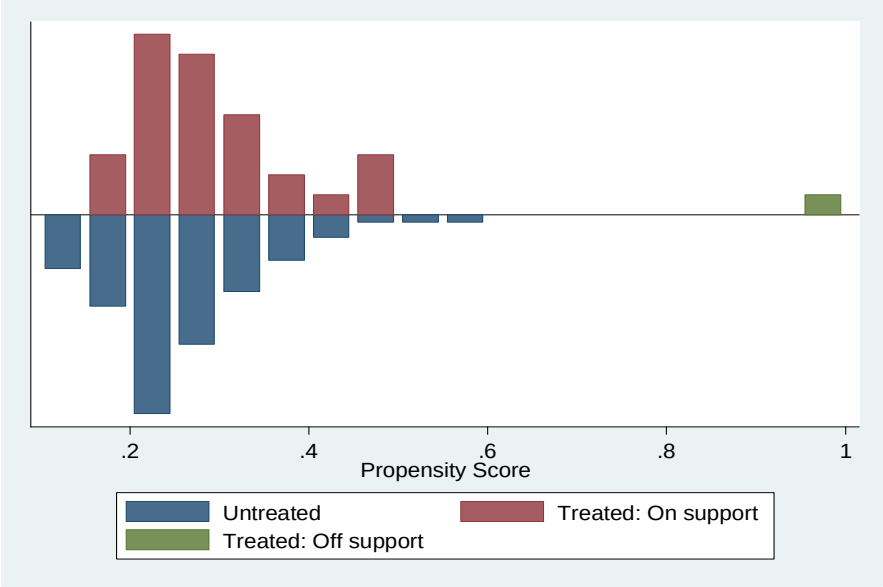
ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی معتبر بودن الگوی PSM همچنین باید شرط وجود تکیه‌گاه مشترک[1] مقادیر امتیاز تمایل آزمون شود. هدف این آزمون، بررسی وجود تشابه کافی در ویژگی‌های مشترک کشورهای عضو گروه درمان و شاهد برای امکان انجام مقایسه منطقی است. وضعیت غیرمطلوب این است که نمای[2] چگالی p_iهای مربوط به کشورهای گروه درمان به‌سمت عدد یک و نمای چگالی p_iهای مربوط به کشورهای گروه شاهد به‌سمت عدد صفر گرایش پیدا کند و برعکس.

در نمودار (۱) مقادیر امتیاز تمایل توابع توزیع برای هر دو گروه درمان و شاهد نشان داده شده است. این نمودار تایید می‌کند که تابع توزیع چگالی امتیاز تمایل هر دو گروه پس از تخمین الگوی PSM دارای تکیه‌گاه مشترک است که به معنی معتبر بودن الگو است.

1. Common Support
2. Mode

نمودار ۱. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه درمان و شاهد بعد از جورسازی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه که با هدف بررسی اثر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی در ایران و سایر کشورهای منتخب در حال توسعه با نظام‌های ارزی مختلف در سال ۲۰۱۹ انجام شده است با بهره‌گیری از مبانی نظری و پیشینه تجربی و با استفاده از رهیافت جورسازی امتیاز تمایل به بررسی تاثیر این متغیر در کنار سایر متغیرهای توضیحی موثر بر انحراف نرخ ارز حقیقی نظیر انحراف دوره قبل، تورم، کیفیت نهادی و توسعه مالی پرداخته شد. نتایج حاصل از برآورد الگو حاکی از تاثیرگذاری نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز است؛ به‌طوری‌که اثرات متوسط درمان نشان داد که اتخاذ نظام ارزی شناور عملا موجب افزایش انحراف نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی آن می‌شود.

با توجه به معنادار بودن ضریب تفاوت اثر درمان (نظام ارزی) بر انحراف نرخ ارز حقیقی برای کاهش این انحراف‌ها، اتخاذ یک نظام ارزی صحیح و منطقی راهگشا خواهد بود و سیاست‌گذارانی که به‌دنبال کاهش انحراف‌های نرخ ارز هستند باید نظام ارزی را به

عنوان یک عامل اثرگذار در برنامه‌ریزی‌های خود لحاظ کنند. همچنین با توجه به بیشتر بودن انحراف نرخ ارز حقیقی در نظام‌های شناور، این نظام ارزی از جهت محدود کردن انحراف‌های نرخ ارز حقیقی برای کشورهای در حال توسعه گزینه مناسبی نخواهد بود؛ بنابراین، به سیاست‌گذاران اقتصادی این کشورها توصیه می‌شود که اگر نگران انحراف نرخ ارز حقیقی و فاصله گرفتن آن از سطح تعادلی خود هستند باید از اتخاذ ترتیبات ارزی شناور خودداری کرده و به اتخاذ ترتیبات ارزی با انعطاف‌پذیری کمتر روی بیاورند.

در مورد ایران با توجه به اینکه مقادیر انحراف‌های استخراج شده با استفاده از الگوی PSTR در این مطالعه و همچنین نتایج سایر مطالعات انجام شده، حاکی از وجود پدیده انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی در اغلب دوره‌ها به‌ویژه در سال‌های اخیر است و از آن‌جا که کشور ما در گروه شاهد این مطالعه قرار داشته و تقریبا در هیچ دوره‌ای نظام ارزی شناور را اتخاذ نکرده است، علت این انحراف‌ها را باید در متغیرهایی غیر از نظام ارزی اتخاذ شده نظیر تورم، کیفیت نهادی و یا توسعه مالی جست‌وجو کرد.

به‌طورکلی با توجه به اینکه الگوی جورسازی امتیاز تمایل به نوعی امکان استفاده از تجربه سایر کشورها و مقایسه آن‌ها را فراهم می‌کند، نتایج این مطالعه می‌تواند به ادبیات مربوط به این موضوع کمک کند و سیاست‌گذاران اقتصادی را در بررسی تجربه سایر کشورها در کاهش انحراف نرخ ارز حقیقی یاری کند. همچنین از آنجا که مطالعه حاضر با به‌کارگیری روش جورسازی امتیاز تمایل با جور کردن سایر متغیرهای اثرگذار در دو گروه کشورها، اثر خالص نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی را استخراج می‌کند، می‌تواند نتایج مفید و قابل اتکایی را در اختیار پژوهش‌گران این حوزه قرار دهد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Seyed Hasan Malekhosseini https://orcid.org/0000-0001-8370-4924

Seyed Komail Tayebi http://orcid.org/0000-0002-7594-8555

Monireh Rafat https://orcid.org/0000-0002-8555-9019

Mahdi Yazdani https://orcid.org/0000-0002-8045-7232

منابع

جعفری صمیمی، احمد و قبادی، نسرین. (۱۳۹۵). ارزیابی انحراف نرخ ارز حقیقی مبتنی بر رویکرد رفتاری. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، (۱۵) ۸، ۷۶-۵۵.

طیبی، سیدکمیل، کمالیان، علیرضا، سرخوش‌سرا، علی و مبینی دهکردی، مصطفی. (۱۳۹۸). تحلیل اثرات جهانی‌شدن بر کسری بودجه دولت‌ها: رهیافت همسان‌سازی. *اقتصاد و الگوسازی*، (۱) ۱۰، ۹۶-۶۵.

عزیزی، زهرا و هادیان، ابراهیم. (۱۳۹۱). برآورد میزان انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم. *برنامه‌ریزی و بودجه*، (۱) ۱۷، ۲۷-۷.

کشاورزحداد، غلامرضا. (۱۳۹۶). *اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست*. تهران: نشر نی.

مزینی، امیرحسین، قربانی، سعید. (۱۳۹۸). انحراف نرخ ارز و نظام‌های تورمی در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، (۲) ۶، ۲۲۴-۱۹۹.

مهرآرا، محسن. (۱۳۸۵). برآورد نرخ ارز حقیقی تعادلی در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۱، ۲۰۸-۱۶۷.

یزدانی، مهدی، درگاهی، حسن و اکبری افروزی، رقیه. (۱۳۹۶). هدف‌گذاری تورم با تاکید بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد کلان ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۷۲)۲۲، ۱۸۶-۱۵۱.

References

Abadie, A. & Imbens, G. (2002). Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment Eefects. *NBER Technical Working Paper, 283*, 1-55.

Aghion, PH., Bacchetta, P., Ranciere, R. & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development. *J Monet Econ*; 56: 494–13.

Azizi Z, Hadian E. (2012). Estimating real exchange rate deviation from equilibrium value in Iran, using smooth transition regression. JPBUD. 7 (1), 7-27. [In Persian]

Artis, M., & Taylor, M. (1995). Misalignment, debt accumulation and fundamental equilibrium exchange rates. *National Institute Economic Review, 153(1)*, 73–83.

Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, *22*(1), 31-72.

Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly journal of economics*, *117*(2), 379-408.

Cameron, A.C. & Trivedi, P.K. (2005) Micro econometrics: methods and applications. *Cambridge University Press*, New York.

Cermeo, R., and M. Senin. (2015). Are flexible exchange rate regimes more volatile? Panel Garch Evidence for the G7 and Latin America? *Review of Development Economics 19 (2):* 297–308.

Collins SM. (1996). On becoming more flexible: exchange rate regimes in Latin America and the Caribbean. *J Dev Econ*; *51(1):* 117–38.

Coudert V, Couharde C. (2009). Currency misalignments and exchange rate regimes in emerging and developing countries. *Rev Int Econ*; *17(1):*121–136.

Cushman, D., & Vita, G.D. (2017). Exchange rate regimes and fdi in developing countries: a propensity score matching approach. *Journal of International Money and Finance, 77*, 143–163.

Dağdeviren, S., Binatli, A. O., & Sohrabji, N. (2012). Misalignment under different exchange rate regimes: The case of Turkey. *International Economics*, *130*, 81-98.

Dubas, J. M. (2009). The importance of the exchange rate regime in limiting misalignment. *World Development*, *37*(10), 1612-1622.

Edwards S. (1988). Exchange rate misalignment in developing countries. Baltimore: *Johns Hopkins University Press*.

Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries, *The World Bank Research Observer*, *4(1*), 3-21.

Elbadawi IA., Kaltani L., & Soto R. (2012). Aid, real exchange rate misalignment, and economic growth in Sub- Saharan Africa. *World Dev. 40(4)*:681–700.

Essien, Sunday N., Uyaebo, Stephen O. U., & Omotosho, Babatunde S. (2017). Exchange rate misalignment under different exchange rate regimes in Nigeria, *CBN Journal of Applied Statistics*, ISSN 2476-8472, *the Central Bank of Nigeria, Abuja, 8(1),* 1-21.

Fischer, S. (2002). Financial crises and reform of the international financial system. *Review of world economics*, *139*(1), 1-37.

Frölich, M. (2007). Propensity score matching without conditional Independence assumption—with an application to the gender wage gap in The United Kingdom. *The Econometrics Journal*, *10(2)*, 359-407.

Goldfajn, I., & Valdes, R. O. (1999). The aftermath of appreciations. *The Quarterly Journal of Economics*, *114*(1), 229-262.

Heckman, J. J., Ichimura, H., Smith, J. A., & Todd, P. E. (1998). Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica*, 66(5), 261-294.

Holland, P. W. (1986). Statistics and causal inference. *Journal of the American statistical Association*, *81*(396), 945-960.

Holtemöller, O., & Mallick, S. (2013). Exchange rate regime, real misalignment and currency crises. *Economic Modelling*, *34*, 5-14.

Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of economic literature*, *47*(1), 5-86.

Jafari Samimi, A., & Ghobadi, S. (2016). Assessing the misalignments of the real exchange rate using the BEER approach, *The Journal of Economic Policy, 8(15),* 55-76. [In Persian]

Kazemi Zaroomi, H., Jafari Samimi, A., & Karimi Potanlar, S. (2020). The impact of inflation targeting on direct taxes in selected countries: A propensity score matching (psm) approach. *International Journal of New Political Economy*, *1*(2), 133-151.

Kazemi Zaroomi, H., Jafari Samimi, A., & Karimi Potanlar, S. (2020). The effect of inflation targeting on indirect tax performance in selected countries using propensity score matching model, *International Journal of Business and Development Studies, 12(1),* 5-19.

Keshavarz Hadad, G.H. (2017). Micro data econometrics and policy Evaluation, Tehran: *Ney Publisher*. [In Persian]

Mehrara, M. (2006). Estimating the real equilibrium exchange rate in the Iranian economy, *Journal of Economic Research*, *6(21*), 167-208. [In Persian]

Lee, M.J. (2005). Micro-econometrics for policy, program, and treatment effects. *Oxford University Press Inc*., New York, USA.

Mozayani, A. H., & Ghorbani, S. (2019). Exchange rate misalignment and inflationary regimes in iran, *applied Theories of Economics, 6(2),* 189-214. [In Persian]

Mozayani, A. H., & Ghorbani, S. (2015). Nominal exchange rate misalignment in iran's economy. *Majlis and Rahbord*, *22*(82), 199-233.

Mozayani, A. H., & Parvizi, S. (2016). Exchange rate misalignment in oil exporting countries (OPEC): focusing on Iran. *Iranian Economic Review*, *20(2),* 261-276.

Nouira R., & Sekkat, Kh. (2015). What determines the extent of real exchange rate misalignment in developing countries? *International Econ. 141,* 135- 151.

Nouira R., Plane P., & Sekkat, Kh. (2011). Exchange rate undervaluation and manufactured exports: a deliberate strategy? *J Comp Econ*; *39(4),* 584– 601.

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika, 70(1),* 41-55.

Hinkle, L. E., & Monteil, P. J. (1999). *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*. oxford university Press.

Mirdala, R. (2014). Exchange rate pass-through to domestic prices under different exchange rate regimes. *William Davidson Institute Working Papers Series wp1070*, William Davidson Institute at the University of Michigan.

Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, *2008*(2), 365-412.

Rubin, D. (1972). Estimating causal effects of treatments in experimental and observational studies. *Ets research bulletin series*, *1972*(2), i-31.

Slimani, S., & Ben Allem, K. (2018). Determinants of real exchange rate Misalignment: An empirical analysis for MENA region. *Munich Personal RePEc Archive, 91605(21)*, 1-13.

Tayebi, S.K., Kamalian, A., Sarkhosh Sara, A., & Mobini Dehkordi, M. (2019). Analyzing the effects of globalization on the government budget deficit: the matching approach. *Journal of Economics Modelling, 10(1)*, 65-96. [In Persian]

Todd, P. A., Briers, R. A., Ladle, R. J., & Middleton, F. (2006). Phenotype environment matching in the shore crab (Carcinus maenas). *Marine Biology*, *148(6)*, 1357-1367.

Willett, T. D. (1986). Exchange-rate volatility, international trade, and resource allocation: A perspective on recent research. *Journal of International Money and Finance, 5*, S101-S112.

Yagci, F. (2001). Choice of exchange rate regimes for developing countries. *World Bank-African Region Working Paper Series*, *16*, 1-27.

Zhao, Z. (2004). Using matching to estimate treatment effects: Data Requirements, matching metrics, and Monte Carlo evidence. *The Review of Economics and Statistics*, *86*, 91-107.

استناد به این مقاله: ملک حسینی، سید حسن، طیبی، سید کمیل، رفعت، منیره، یزدانی، مهدی. (۱۴۰۱). ارزیابی اثر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی: کاربرد رهیافت جورسازی امتیاز تمایل، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۱۰۵-۱۳۶.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 137-176
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62385.1017

Original Research Received: 19/07/2021 Accepted: 04/07/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Contagion of Global Financial Crisis on Exchange Rate Volatility in Iran: Copula-GARCH Approach

Fakhri Mirshojaee * PhD Student in International Economics, Mofid University, Qom, Iran

Nasser Elahi Associate Professor, Department of Economics, Mofid University, Qom, Iran

Mohsen Seighali Assistant Professor, Department of Management and Accounting Islamic Azad University - South Branch, Tehran, Iran

Abstract

An important subject in the field of global economy is the financial crisis contagion on various markets. Given the expansion of trade relationships among different countries, proving the existence of contagion will facilitate policymaking in times of crisis. The present article tries to find the answer to the question of whether the Iranian foreign exchange market is affected by certain global crises. The answer may initially seem to be obvious; nevertheless, the channels of contagion or its share in market fluctuations cannot be confirmed if the existence of the phenomenon is not proved at first place.

- This paper is extracted from PhD thesis at Mofid University

* Corresponding Author: fmirshojaeecb@yahoo.com

How to Cite: Mirshojaee, F., Elahi, N., Seighali, M. (2023). The Contagion of Global Financial Crisis on Exchange Rate Volatility in Iran: Copula-GARCH Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93),* 137- 176.

This study reviews the contagion effects of financial crises in selected crisis-stricken countries and those of oil and gold markets on Iran's free foreign exchange market, covering four crises including the US stock market crash, the Mexican financial crisis, SAARC, and the US subprime mortgage crisis during 1987-2008. For each crisis, stability periods were identified and using daily data and the Copula-GARCH model, the existence of contagion effects was studied. Findings indicated the contagion effects of the crises in the mentioned markets on the foreign exchange market. This was specifically witnessed in the case of the 2008 crisis with effects larger than others, manifesting themselves in the foreign exchange as well as the oil and gold markets. Therefore, part of the fluctuations in the market may be attributed to external factors, requiring the policymaker to avoid any intervention during global financial crisis or turbulence in the oil and gold markets.

1. Introduction

Over the past two decades, contagion has been a highly scrutinized topic in the context of financial crises. Foreign exchange volatilities are known to have adverse effects on macroeconomic indicators and economic stability, making it important to identify the both domestic and global factors behind such turbulence. The emergence of global financial crises often results in a fall in exchange rates for both crisis-stricken countries and those interacting with them.

The present study aimed to explore the possible contagion effects of four global crises between 1987 and 2008 on Iran’s foreign exchange market and exchange rate volatilities. Specifically, the study tried to determine the extent to which volatilities in the Iranian foreign exchange market can be attributed to those in crisis-stricken countries. In this line, the present study used the Copula theory and

the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Model for marginal distribution modelling. The Copula-GARCH approach was used to examine the dependency of Iran's foreign exchange market on the markets of the affected countries.
Moreover, the study considered oil and gold markets, which are two influential factors on foreign exchange volatilities, in order to investigate the effect of crisis contagion.

2. Materials and Methods

As conventional econometric methodologies fall short of identifying the codependency between the said markets, Copula-GARCH functions were used to study the dependency structure. Coming from the Latin word for *link* or *tie,* the term *Copula* was introduced by the mathematician Abe Sklar in 1959 to describe a multivariate cumulative distribution function where the marginal probability distribution of each variable is uniform on the interval [0, 1]. Copula functions are useful for modeling the dependence between random variables (Ali et al, 2020).
According to the Fréchet-Hoeffding Theorem, there are upper and lower limits copulas, which are only acceptable when the extracted limits exclude zero. In the present study, Bayesian copula functions, such as Gaussian copula and t-copula were estimated, along with Archimedean Copula functions, such as Frank copula, Gumbel copula, and Clayton copula. The maximum likelihood estimation (MLE) was used to calculate Copula function parameters. The Copula-GARCH model combines Copula and Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) methods. The Copula approach is used to extract univariate marginal distributions, while GARCH is employed for modeling marginal distributions. This combination is expected to facilitate the extraction of any dependency structure among time series that may

be otherwise difficult to observe using traditional measures of interdependence.

3. Results and Discussion

The statistical population of the study consisted of the daily parity rates of the US dollar against the Iranian rial in the open market, the dollar index during the 1987 and 2008 crises, the Mexican peso during the 1994 crisis, and the currencies of Malaysia, Taiwan, Thailand, Hong Kong, and Korea in SAARC region. Additionally, the daily time series of global gold and oil prices were also included. To define crisis and stable periods for the four crises under study, the methodology used by Fuchun Li was adopted, which is presented in the table below:

Table 1: Crisis and Stable Periods during 1987–2008

Crisis	1987	1994	1997	2008
Stable period	January 1, 1986-October 16, 1987	January 1, 1993-December 18, 1994	January 1, 1996-October 16, 1997	January 2, 2007-July 31, 2007
Crisis period	October 17, 1987-December 4, 1987	December 19, 1994-December 31, 1994	October 17, 1997-November 17, 1997	August 1, 2007-September 1, 2007
Crisis countries	The United States	Mexico	Korea, Taiwan, Thailand, Hong Kong, Malaysia	The United States

Source: Fuchun Li (2009)

The estimations of the Copula-GARCH model revealed that crisis contagion through the gold market was significant during the 1987

US Stock Market Crash. Moreover, according to the Gumbel function estimates, the contagion of crisis was significant through the US dollar index and oil market as well. In the 1994 Mexican peso crisis, the results of the model estimation based on the Bayesian and Archimedean Copula-GARCH functions were only significant through the Gumbel function. During the 1997 East Asian crisis, the estimates from the Bayesian Copula-GARCH functions confirmed crisis contagion from the oil market, while the Archimedean functions showed contagion from the gold market and the US dollar index. Regarding the 2008 crisis, the Bayesian-Gaussian function estimation confirmed crisis contagion from the oil market, while the Frank Archimedean function coefficients confirmed contagion from the gold and oil markets. The Gumbel Copula-GARCH function indicated crisis contagion from all the three variables, including the US dollar index, oil prices, and gold prices.

4. Conclusion

The findings confirmed that crisis contagion occurred in Iran's foreign exchange market during the period of global financial crises from 1987 to 2008. Specifically, evidence was found for crisis contagion from the foreign exchange markets of crisis-stricken countries to the Iranian foreign exchange market during the 1997 and 2008 crises. The study suggests that global financial crises can lead to turbulence in asset markets, including the foreign exchange market, due to the impact of these crises on expectations, particularly on the demand side. As the demand-side shocks are temporary, the policymaker intervention aimed at controlling turbulence resulting from changes in demand can be seen as an unexpected shock, which may lead to continuity of the shock and further turbulence.

Therefore, it is recommended that foreign exchange policymakers avoid adopting intervention policies during times of instability in the oil and gold markets or the emergence of a global crisis.

Keywords: Contagion Effects, Financial Crises, Systemic Risk, the Copula-GARCH Model.

JEL Classification: G01 ،G15 ،C10 ،C12.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۳

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۱۳۷-۱۷۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62385.1017

سرایت بحران‌های مالی جهانی بر تلاطم‌های ارزی در اقتصاد ایران؛ رویکرد گارچ-کاپولا

فخری میرشجاعی * دانشجوی دکتری، اقتصاد بین‌الملل، دانشگاه مفید، قم، ایران

ناصر الهی دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه مفید، قم، ایران

محسن صیقلی استادیار، گروه مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی- واحد جنوب، تهران، ایران

چکیده

یکی از مباحث مهم در اقتصاد بین‌الملل، پدیده سرایت بحران است. با توجه به شکل‌گیری اقتصاد جهانی و گسترش روابط مالی و اقتصادی بین کشورها، اثبات وجود پدیده سرایت به سیاست‌گذاری در دوره‌های بحرانی کمک شایانی می‌کند. هدف از این مطالعه پاسخ به این سوال است که آیا بازار ارز کشور از بحران‌های جهانی متاثر شده است. هرچند به نظر می‌رسد پاسخ به این سوال از قبل مشخص باشد، اما تا وجود این پدیده اثبات نشود، نمی‌توان گام‌های بعدی را که شامل بررسی کانال‌های این سرایت و یا سهم آن در تلاطمات ارزی است، مورد مطالعه قرار داد. در این مطالعه وجود پدیده سرایت بحران از بازار ارز کشورهای درگیر بحران و همچنین بازار نفت و طلا (به عنوان نمادی از بحران جهانی) به بازار ارز (بازار آزاد) در چهار بحران جهانی در فاصله سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۷ (بازار سهام آمریکا، مکزیک، سارک و بازار مسکن آمریکا) آزمون شد. در هر بحران یک دوره ثبات و بحران تعیین و با استفاده از داده‌های روزانه و توابع گارچ-کاپولا وجود پدیده سرایت بررسی شد. نتایج حاکی از وجود پدیده سرایت بحران به بازار ارز کشور است. این موضوع به ویژه در بحران ۲۰۰۸ که گستره آن بیش از سایر بحران‌ها بود، علاوه بر شاخص دلار از طریق بازار طلا و نفت نیز تایید می‌شود. بنابراین، بخشی از نوسانات بازار ارز ریشه در عوامل خارجی داشته و لازم است سیاست‌گذار ارزی در زمان بروز بحران‌های مالی در سطح جهان و یا نوسانات بازار جهانی طلا و نفت از اعمال سیاست‌های مداخله‌ای در بازار ارز اجتناب کند.

کلید واژه‌ها: سرایت بحران، بحران‌های مالی، ریسک سیستمی، توابع گارچ-کاپولا.

طبقه بندی JEL: G01، G15، C10، C12.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه مفید است

* نویسنده مسئول: fmirshojaeecb@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از موضوعاتی که در بحث بحران‌های مالی در دو دهه اخیر بسیار مورد توجه قرار گرفته، پدیده سرایت[1] بحران‌های مالی است که ممکن است از کشورهای بحران‌زده به داخل کشور و یا از یک بازار دارایی به بازار دارایی دیگر صورت پذیرد. از آنجا که تلاطم‌های ارزی تاثیرات نامطلوبی بر عملکرد متغیرهای اقتصادی و ثبات اقتصاد کلان برجای می‌گذارد، همواره تلاش شده است تا عوامل شکل‌گیری این تلاطمات شناسایی شوند. عوامل متعددی بر تلاطم‌های نرخ ارز موثر است. برخی از این عوامل ریشه در مسائل و مشکلات داخلی داشته و برخی نشات گرفته از تحولات اقتصاد جهانی است. بروز بحران‌های مالی در سطح جهان منجر به سقوط نرخ‌های ارز در کشورهای درگیر بحران شده و کشورهایی که در ارتباطات مالی و تجاری با این کشورها هستند از تلاطم‌های نرخ ارز در این کشورها متاثر می‌شوند. از این رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی این موضوع است که آیا بازار ارز کشور از تلاطم‌های بازار ارز کشورهای بحرانی تاثیر می‌پذیرد.

تاثیرپذیری بازار ارز کشور از تلاطم‌های بازار ارز کشورهای درگیر بحران که همان پدیده سرایت است، تاکنون بررسی نشده و این مطالعه می‌تواند گام ابتدایی در بررسی سرایت‌پذیری بازار ارز از بحران‌های جهانی به شمار آید.

سوال اصلی مطالعه حاضر این است که آیا در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ که اقتصاد جهانی با چهار بحران بزرگ روبه‌رو شد، سرایت بحران‌های مالی جهانی در تلاطم‌های نرخ ارز در ایران موثر بوده است. به عبارت دیگر، آیا می‌توان بخشی از تلاطم‌های بازار ارز را به تلاطم بازار ارز کشورهای بحرانی مرتبط کرد. علاوه بر این، برای بررسی اثر بحران، دو بازار طلا و نفت به عنوان دو بازاری که از شرایط بحرانی متاثر می‌شوند در مطالعه مدنظر قرار گرفت. در این پژوهش از تئوری کاپولا[2] و در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (گارچ)[3] استفاده و از ترکیب این

1. Contagion
2. Copula
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

دو با به‌کارگیری رهیافت گارچ-کاپولا[1] ساختار وابستگی بازار ارز کشور با بازار ارز کشورهای بحرانی بررسی شد. همچنین برای بررسی اثر سرایت بحران، دو بازار نفت و طلا نیز به عنوان منابع اثرگذار بر تلاطم‌های ارزی کشور لحاظ شد. در این مطالعه هر دو نوع توابع بیزین و ارشمیدسی کاپولا مورد استفاده قرار گرفت تا هرگونه وابستگی بین بازار ارز کشور با متغیرهای تحقیق استخراج شود.

جهت این بررسی داده‌های روزانه (روزهای کاری مشترک و غیرمشترک) قیمت دلار در بازار ارز آزاد و نرخ ارز کشورهای درگیر بحران در ۴ بحران جهانی در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۷ و سری زمانی قیمت جهانی طلا و نفت استفاده شد. این چهار بحران عبارت بود از بحران ۱۹۸۷ بازار سهام آمریکا، بحران ۱۹۹۴ مکزیک، بحران ۱۹۹۷ کشورهای آسیای جنوب شرقی (سارک) و بحران ۲۰۰۸. در این مطالعه ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق و روش مورد استفاده بیان و در ادامه با معرفی داده‌ها، نتایج برآورد مدل ارائه می‌شود. در انتها نیز ضمن نتیجه‌گیری، پیشنهادات سیاستی و همچنین جنبه‌های دیگر تحقیق که می‌تواند در مطالعات آتی مورد توجه محققان قرار گیرد، آمده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

بحران‌های مالی واپسین دهه قرن گذشته و دهه آغازین قرن جاری زمینه شکل‌گیری نظریه‌ای جدید به نام نظریه شبکه[2] را فراهم آورد تا توضیحی برای پدیده انتشار بحران ارائه دهد. پدیده انتشار دو نمود نسبتا متفاوت دارد به نام سرایت که در بحران مالی ۱۹۹۷ پدیدار شد و ریسک سیستمی که در بحران ۲۰۰۸ رخ نمود. این دو پدیده در عین اشتراک در ویژگی حمل و انتشار بحران، تفاوت‌های مفهومی و کارکردی روشن دارند. حامل سرایت، عارضه یا عارضه‌هایی را از محیط بحران زده به محیط‌های جدید منتقل می‌کند که ممکن است دایره انتشار آن فراتر از سیستم خاصی باشد؛ با این وجود به فروپاشی هیچ سیستمی منجر نشود و تنها متغیرهای کلان را تحت تاثیر قرار دهد. در حالی که در ریسک

1. Garch- Copula
2. Theory Of Network

سیستمی، بحران از جزء خاص به کل سیستم سرایت می‌کند و بقای آن را به مخاطره می‌افکند.

از جمله بحران‌های مهمی که از دیرباز در کانون توجه فعالان اقتصادی و سیاست‌گذاران قرار گرفته، بحران ارزی است. بحران ارزی به شرایطی اطلاق می‌شود که ارزش پول ملی کاهش شدید داشته و دولت برای حفظ ارزش پول ملی مبادرت به فروش ذخایر ارزی و یا تغییر در نرخ بهره می‌کند. تکانه‌های ارزی ناشی از بحران قابلیت انتقال پویا داشته و بر اساس شواهد مختلف به دلیل گستره جهانی بازارهای مالی از طریق جریان آزاد سرمایه و تجارت بین‌الملل به دارایی‌های حقیقی و بازارهای دیگر سرایت می‌کند. دامنه این سرایت با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر، رو به افزایش است. بنابراین، بروز تکانه تنها محدود به بازار خاصی نبوده و به سایر بازارهای مالی نیز سرایت می‌کند.

ادبیات علمی مرتبط با سرایت به طور عمده بر مفهوم‌شناسی، روش‌های اندازه‌گیری و کانال‌های سرایت اختصاص دارد. بررسی مطالعات انجام شده در خصوص واژه‌شناسی سرایت نشان می‌دهد که تعاریف متعددی برای آن عنوان شده است. انتقال تکانه از یک کشور که با بحران اقتصادی روبه‌رو است به سایر کشورها یکی از تعاریف ارائه شده در این حوزه است (Forbes & Rigobon,1999). در برخی از مطالعات به جای واژه «سرایت» از واژه «انتقال سرایت»[1] استفاده شده است. در این مطالعات منظور از سرایت، افزایش معنی‌دار در تلاطم متغیرهای اقتصادی پس از بروز تکانه در بازار یک کشور (ویا گروه کشورها) است؛ به نحوی که این تغییرات با حقایق اقتصادی داخل کشور قابل توضیح نیست. در برخی دیگر از مطالعات از مفهوم گسترده سرایت استفاده شده است. در این تعریف هر نوع انتقال تکانه چه در شرایط بحرانی و چه غیربحرانی سرایت قلمداد می‌شود (Claessens, et al., 2001). چنانچه مشاهده می‌شود تاثیرپذیری تلاطم‌های یک متغیر از بروز تکانه در سایر کشورها وجه مشترک تعاریف فوق به شمار می‌رود. دراین مطالعه نیز همین مفهوم مورد استفاده قرار گرفت.

1. Shift-Contagion

اندازه‌گیری سرایت با پیچیدگی‌های متعددی روبه‌رو است. در اولین مطالعه تجربی در خصوص سرایت بحران مالی که توسط کینگ و وادوانی (۱۹۹۰)[1] ارائه شد، افزایش قابل توجه در ضریب همبستگی[2] بین بازده دارایی‌ها به عنوان نمادی از وجود سرایت در نظر گرفته شد.

ایچن گرین و همکاران[3] (۱۹۹۶) مدل مبتنی بر احتمال[4] را به کار بردند. کالوو و رینهارت[5] (۱۹۹۶) از مدل عامل استفاده کردند. تجزیه و تحلیل خود توضیح برداری[6] به عنوان نمادی از سرایت بحران توسط گلدفان و رودریگو[7] (۱۹۹۸) به کار گرفته شد. کورستی و همکاران[8] (۲۰۰۱) از تجزیه و تحلیل همبستگی دو طرفه[9] و مدل عامل استفاده کردند. دونگی و همکاران[10] (۲۰۰۱) مدل عامل وقفه‌ای[11] (طبقه‌ای از مدل‌های عامل) را معرفی کردند که با استفاده از آن نه تنها علامت اثر سرایت را نشان می‌دهد، بلکه می‌توان اندازه سرایت را نیز تعیین کرد.

فوربس و ریگبون[12] (۲۰۰۲) با انتقاد از مطالعاتی که بدون توجه به واریانس ناهمسانی، افزایش ضریب همبستگی را به عنوان سرایت در نظر گرفته بودند با استفاده از آزمون ضریب همبستگی تعدیل شده با فرض واریانس ناهمسانی[13] افزایش وابستگی را دلیلی بر وجود سرایت تحلیل کردند. بعدها ملاحظه شد که برخی از متغیرهایی که برای سرایت بحران مورد استفاده قرار می‌گیرد، نظیر شاخص سهام و یا قیمت سایر دارایی‌ها، دارای توزیع با دنباله چاق و چولگی بیشتر نسبت به توزیع نرمال هستند. در نتیجه، تحمیل فرض توزیع نرمال مشترک و ضریب همبستگی خطی برای نشان دادن وابستگی بین بازارهای

1. King,M.A. & Wadhwani,S.
2. Correlation
3. Eichengreen,B., et al.
4. Probability-Based Model
5. Calvo, S.G. & Reinhart, C.M.
6. Vector Autoregressive (VAR)
7. Goldfajn, I. & Rodrigo, V.
8. Corsetti, G., et al.
9. Bivariate Correlation Analysis
10. Dungey, M., et al.
11. Latent Factor Model
12. Forbes, K. & Rigobon, R.
13. Heteroscedasticity-Adjusted Correlation Coefficient Test

مالی مناسب نبوده و تا حد زیادی به نتایج گمراه‌کننده منجر خواهد شد. در این میان رویکرد کاپولا از ضعف روش‌های تحلیلی مبتنی بر ضریب همبستگی می‌کاهد و هم زمان دقت در خصوصیات غیرخطی و وابستگی‌های مجانبی را لحاظ می‌کند. همچنین این توابع قادر به اندازه‌گیری وابستگی دنباله‌ای (دمی) بالایی و پایینی توزیع‌های مختلف‌اند. بدین ترتیب مدل‌های نامبرده متناسب با شرایط واقعی بوده و به مفروضات کمتری در استفاده از این مدل‌ها نیاز است.

با به کارگیری توابع کاپولا می‌توان ساختار وابستگی بین متغیرها را به طور کامل در نظر گرفت و با استفاده از توزیع‌های حاشیه‌ای دقیق متغیرها، توزیع توام[1] آن‌ها را به دست آورد. امروزه با توجه به ساختار حاکم بر سری‌های زمانی استفاده از مدل‌های گارچ همراه با توابع کاپولا به یکی از بهترین ابزارها در زمینه ارزیابی وابستگی بین بازارهای مختلف و سری‌های زمانی تبدیل شده‌اند.

۲-۲. پیشینه پژوهش

ادبیات سرایت بحران مالی در سرتاسر جهان پراکنده شده است. بر این اساس می‌توان آن‌ها را در سه گروه مطالعات مربوط به بازاراقتصادهای پیشرفته (Corbet & Twoney, 2015; Gallegati, 2012; Karanasos, et al., 2014; King & Wadhwani, 1990; Masih & Masih, 1997; Simone, et al., 2019 and Tiwari, et al., 2016)، بازار کشورهای آسیایی (Arestis, et al., 2005; Chen, et al., 2020; Cho, & Parhizgari, 2008; Chiang, et al., 2007; Sun & He, 2012; Wang, & Thi, 2006 and Gonzalea, & Espinosa, 2019) و بازار کشورهای آفریقا (Collins & Biekpe, 2003; Aderajo & Olaniran, 2021, Morales, Andreosso, 2014; Bouri, 2014 and Offiong, et al., 2018) دسته‌بندی کرد. در اغلب مطالعات فوق موضوع سرایت بحران تایید شده است.

در گروه اول مطالعات، بررسی کینگ و وادوانی[2] (۱۹۹۰) درخصوص بازار سهام آمریکا، ژاپن و لندن نشان داد که سقوط بازار سهام در اکتبر ۱۹۸۷ منجر به افزایش ضریب همبستگی بین بازارهای سهام شده و تاییدی بر سرایت بحران است.

1. Joint Distribution
2. King, M. & Wadhwani, S.

مسیح و مسیح[1] (۱۹۹۷) در مطالعه مشابهی درخصوص شش بازار سهام آمریکا، ژاپن، آلمان، لندن، فرانسه و کانادا قبل و بعد از بحران ۱۹۸۷ نتیجه‌گیری کردند که ضرایب همبستگی قبل و بعد از بحران تغییر معنی‌داری داشته که حاکی از سرایت بحران است.

کاراناسوس و همکاران[2] (۲۰۱۴) با مطالعه بازارسهام اقتصادهای نوظهور اروپای مرکزی و شرقی در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ مشاهده کردند که بازار سهام این کشورها تحت تاثیر شوک‌های خارجی بوده و می‌توان سرایت بحران را ملاحظه کرد.

سایمون و همکاران[3] (۲۰۱۹) با طراحی مدلی تلاش کردند که نقش سرایت مالی را در بروز شوک‌های بخش واقعی اقتصاد ترسیم کنند.

در مطالعه تیواری و همکاران[4] (۲۰۱۶) نتیجه‌گیری شد که بروز بحران و سرایت آن در کوتاه‌مدت منجر به افزایش ضریب همبستگی و در بلندمدت یک هم حرکتی بین بازارها به وجود خواهد آورد.

در مطالعات مربوط به بازار کشورهای نوظهورآسیایی، آرستیس و همکاران[5] (۲۰۰۵) موضوع سرایت بحران را از بازار اعتبارکشورهای پیشرفته شامل ژاپن، انگلستان، آلمان و فرانسه به چهار کشور نوظهور آسیایی شامل؛ تایوان، مالزی، کره جنوبی و اندونزی در دوره بحران ۱۹۹۶ بررسی کردند. چن و همکاران[6] (۲۰۲۰) و چو و پرهیزگاری[7] (۲۰۰۸) نیز در مطالعات مشابهی سرایت بحران آسیایی را بر اقتصاد چین مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعات با بررسی مقادیر متغیرها قبل و بعد از بحران پدیده سرایت بحران تایید شد.

چیانگ و همکاران[8] (۲۰۰۷) شواهدی از سرایت بحران در کشورهای آسیایی شامل تایلند، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین، اندونزی، تایوان، هنگ کنگ و سنگاپور مشاهده کردند. در این مطالعه مشاهده شد که در ابتدا عامل بروز بحران در کشورهای مورد اشاره

1. Masih, A. & Masih, R.
2. Karanasos, M., et al.
3. Simone, M., et al.
4. Tiwari, A., et al.
5. Arestis, P., et al.
6. Chen, X., et al.
7. Cho, J., Parhizgari, A.
8. Chiang ,T., et al.

سرایت بحران بوده و در ادامه رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران و هجوم به بازارهای مالی منجر به تشدید بحران شده است.

در مطالعه گونزالس و اسپینوزا[1] (۲۰۱۹) که درخصوص بازار ارز ۱۲ کشور آسیایی انجام شد، همزمانی دوره‌های افزایش و یا کاهش نرخ ارز در این گروه کشورها مورد تایید قرار گرفت.

در سومین گروه از مطالعات، نوسانات بازار سهام کشورهای آفریقایی با بازار سهام کشورهای بحرانی بررسی شده است.

کولینز و بیکپه[2] (۲۰۰۳) با بررسی بازار سهام کشور مصر و آفریقای جنوبی شواهدی از سرایت بحران ۱۹۹۷ را در این دو کشور مشاهده کردند.

آدراگو و اولانیران[3] (۲۰۲۱) با بررسی بازار سهام ۵ کشور آفریقایی شامل مصر، نیجریه، آفریقای جنوبی، تونس و کنیا آثار سرایت بحران از بازار سهام آمریکا در فاصله ۲۰۱۸-۲۰۰۴ را بر بازار سهام این کشورها بررسی کردند. نتایج حاکی از سرایت بحران بود به نحوی که در دوره‌های بحرانی نوسانات بازار سهام با افزایش مواجه بوده است.

مورالس و اندرسو[4] (۲۰۱۴) با بررسی بازار سهام ۵۸ کشور در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۳ شواهدی از سرایت بحران مشاهده نکرده و علت افزایش نوسانات در بازارها ناشی از اثرات سرریز که نقطه آغاز آن کشور آمریکا بود، بیان شد.

در مطالعه بوری[5] (۲۰۱۴) درخصوص بازده بازار سهام ۱۴کشور منا[6] در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۳ سرایت بحران کشور آمریکا تایید شد.

آفیونگ و همکاران[7] (۲۰۱۸) نیز با بررسی بازار سهام نیجریه قبل، حین و پس از بحران ۲۰۰۹ سرایت بحران مالی به بازار سهام این کشور را نتیجه‌گیری کردند.

بررسی مطالعات داخلی انجام شده نشان می‌دهد که اولین مطالعه درخصوص سرایت بحران که بعد از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ انجام شد به کشاورز حداد و مقاره عابد

1. Gomez-Gonzalez, J. E., & Rojas-Espinosa, W.
2. Collins,D. & Biekpe, N.
3. Aderajo,O.M. & Olaniran, O.D.
4. Morales, L.& Andreosso, O'C. B.
5. Bouri, E.I.
6. Middle East and North Africa (MENA)
7. Offiong, A., et al.

(۱۳۹۱) اختصاص دارد. آنان با استفاده از مدل گشتاور تعمیم یافته نتیجه‌گیری کردند که بحران مالی جهانی بر شاخص قیمت و صنعت بازار سهام اثر داشته، اما بر شاخص‌های بازار ثانویه بی‌تاثیر بوده است.

در مقاله سید حسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های بازار سهام دبی، استانبول و تهران و مدل چند متغیره گارچ CCC[1] و DCC[2]، معناداری سرایت تلاطم از بازارسهام دبی به بازار سهام تهران مورد تایید قرار گرفت.

در مطالعه فلاحی و جهانگیری (۱۳۹۴) با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا، سرایت بحران بین بازار ارز و طلا مورد تایید قرار گرفت، اما شواهدی از سرایت بحران بین بازار سهام و دو بازار دیگر مشاهده نشد.

فتاحی و دیگران (۱۳۹۶) سرایت بحران در بازارهای مالی داخلی را با استفاده از ترکیبی از روش‌های فرآیند اورنشتاین اولنبک[3] و تبدیل موجک پیوسته بررسی و نتیجه‌گیری کردند که شروع بحران مالی از بازار نفت بوده و سرعت همگام‌سازی بازار بورس با بازار نفت بیش از بازار ارز و طلا است.

یزدانی و اسماعیلی (۱۳۹۶) با استفاده از رویکرد معادلات همزمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که بحران‌های مالی ۱۹۹۴ و ۲۰۰۸ از کانال جریان‌های تجاری به اقتصاد ایران سرایت کرده است.

هوشمند و دیگران (۱۳۹۸) با استفاده از مدل گارچ چند متغیره و داده‌های روزانه خالص ارزش دارایی‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بازار سرمایه ایران، نتیجه‌گیری کردند که ضرایب سرایت شوک‌های ارزی تنها بر بازدهی تعدادی از صندوق‌ها معنادار است.

همچنان که ملاحظه شد در هیچ یک از مطالعات انجام شده در داخل، موضوع سرایت‌پذیری بازار ارز کشور از بحران های جهانی و به طور مشخص بازار ارز کشورهای

1- Constant Conditional Correlation (CCC)
2. Dynamic Conditional Correlation (DCC)
3. Ornstein- Uhlenbeck

بحرانی بررسی نشده است. این در حالی است که مطالعات بسیاری در خصوص این کانال سرایت‌پذیری بازار ارز در سایر کشورها انجام شده است.

۳. روش پژوهش

در این مطالعه ساختار وابستگی بین بازار ارز کشور با بازار ارز کشورهای درگیر بحران در ۴ بحران جهانی در فاصله زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۷ مورد تحلیل قرار گرفت. علاوه بر این، با توجه به اینکه ممکن است این سرایت‌پذیری از کانال بازار ارز کشورهای درگیر بحران تبیین نشود، قیمت جهانی دو کالای نفت و طلا که نقش موثری بر بازار ارز کشورهای جهان داشتند، انتخاب شد. از آنجا که استفاده از روش‌های مرسوم اقتصاد سنجی قادر به شناسایی وابستگی بین بازارهای مورد اشاره نبود از توابع گارچ-کاپولا برای بررسی ساختار وابستگی استفاده شد تا هر گونه رابطه بین این بازارها مشخص شود. ضمن اینکه برای اطمینان از نتیجه‌گیری صحیح از انواع توابع کاپولا استفاده شد تا هر نوع وابستگی استخراج شود.

۳-۱. توابع کاپولا

کلمه کاپولا واژه‌ای لاتین به معنی لینک، اتصال و گره است. واژه کاپولا اولین بار در علم ریاضی و آمار توسط اسکلار[1] (۱۹۵۹) به عنوان توابع متصل‌کننده توابع توزیع حاشیه‌ای یک بعدی به منظور توابع توزیعی توام چند متغیره، معرفی شد.

یک کاپولا، تابعی است که می‌تواند دو یا چند توزیع حاشیه‌ای را برای ایجاد یک توزیع توام به یکدیگر متصل سازد (Ali,M., et al., 2020). طبق قضیه بنیادی اسکلار تابع چگالی هر توزیع چند متغیره را می‌توان به صورت دو مولفه کاملا جدا از هم به صورت توزیع‌های حاشیه‌ای و ساختار وابستگی بیان کرد. توزیع‌های حاشیه‌ای با توابعی که دارای توزیع‌های یکنواخت هستند، مدل‌سازی می‌شوند و ساختار وابستگی بین متغیرها هم از طریق تابع کاپولا مدل‌سازی می‌شود (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۶).

1. Sklar, A.

براساس قضیه فریچت هوفدینگ[1] هر تابع کاپولا بین دو حد بالا و پایین قرار خواهد داشت. زمانی این مقادیر قابل قبول است که حدود استخراج شده شامل عدد صفر نباشد. با توجه به ساختار وابستگی بین متغیرها انواع مختلفی از کاپولاها را می‌توان در مقالات علمی پیدا کرد. با توجه به تنوع توابع کاپولا تنها توابعی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، معرفی می‌شود.

الف- کاپولای گاوسی[2] (یا کاپولای نرمال)

سونگ[3] (۲۰۰۰) تابع توزیع خانواده تابع کاپولای نرمال یا گاوسی را به صورت رابطه (۱) تعریف کرد.

$$C_{Gausian}(U_1, U_2;\ \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2)) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، Φ_ρ توزیع توأم، توزیع نرمال استاندارد چند بعدی با ضریب همبستگی خطی ρ بین ۰ و ۱ بوده و Φ تابع توزیع نرمال استاندارد است. کاپولای گاوسین تنها در حالتی که توزیع‌های حاشیه‌ای با یکدیگر همبستگی کامل داشته باشند، دارای وابستگی دنباله بوده و در غیر این صورت وابستگی دنباله در این کاپولا مشاهده نمی‌شود.

ب- تابع کاپولای تی- استیودنت[4]

فرم کلی تابع کاپولای تی- استیودنت به صورت رابطه (۲) معرفی می‌شود.

$$c_T(u_t, v_t; \rho, v^c) = t_{\rho v}\left(t^{-1}(u).\, t^{-1}(v)\right) \qquad (۲)$$

که v درجه آزادی آن و ρ ضریب همبستگی خطی است.

1. Fréchet. Hoeffding Theorem
2. Gaussian Copula
3. Song P.X.-K.
4. t-copula

ج- تابع کاپولای فرانک[1]

در این تابع نیز $0 \leq \delta < \infty$ و به صورت رابطه (۳) نوشته می‌شود. این نوع از تابع کاپولا حالت متقارن از کاپولای ارشمیدسی است.

$$C(u,v,\delta) = -\delta^{-1}\log\left(\frac{\left[\eta - \left(1-e^{-\delta u}\right)\left(1-e^{-\delta v}\right)\right]}{\eta}\right) \qquad (۳)$$

در این تابع $u = 1 - e^{-\delta}$ کاپولا نیز فرض $0 \leq \delta < \infty$ برقرار است و به صورت رابطه (۴) تعریف شده است.

$$C(u,v;\delta) = \left(u^{-\delta} + v^{-\delta} - 1\right)^{-1/\delta} \qquad (۴)$$

د- تابع کاپولای گمبل[2]

این تابع برای $1 \leq \delta < \infty$ به صورت زیر معرفی شده است. این تابع دارای توزیع نامتقارن است و وابستگی دنباله مثبت بیش از وابستگی دنباله منفی است (رابطه (۵)).

$$C(u,v;\delta) = \exp\left\{-\left(\tilde{u}^{-\delta} + \tilde{v}^{-\delta}\right)^{1/\delta}\right\} \qquad (۵)$$

ح- تابع کاپولای کلایتون[3]

این تابع دارای توزیع نامتقارن است؛ به نحوی که در آن وابستگی به دنباله منفی بیشتر از وابستگی به دنباله مثبت است. معادله این تابع به صورت رابطه (۶) است.

$$C(u,v;\delta) = \max\left[u^{-\delta} + v^{-\delta} - 1, 0\right] \qquad (۶)$$

اولین گام برای استفاده از مدل کاپولا، برآورد پارامترهای تابع کاپولا است. برای این منظور از روش‌های حداکثر درستنمایی (MLE)[4]، روش استنتاج برای حاشیه‌ها (IFM)[5]،

1. Frank copula
2. Gumbel copula
3. Clayton copula
4. Maximum Likelihood
5. Inference For The Margins

GMM [1] و روش GLM [2] استفاده می شود. در این مطالعه از روش حداکثر درست نمایی استفاده شده است.

۳-۲. مدل گارچ- کاپولا

مدل گارچ-کاپولا، ترکیبی از دو روش گارچ و کاپولا است. به این ترتیب توزیع‌های حاشیه‌ای تک متغیره با استفاده از رهیافت کاپولا استخراج می‌شود و در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (گارچ) استفاده می‌شود. با استفاده از این ترکیب انتظار می‌رود که هر نوع ساختار وابستگی بین سری‌های زمانی را که ممکن است با استفاده از ضریب همبستگی مشاهده نشود، استخراج کرد.

بررسی اغلب مطالعاتی که از این روش برای بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای مختلف استفاده کرده‌اند، نشان می‌دهد اختلاف بین روش‌شناسی هر یک به نوع تابع کاپولا مربوط بوده و با توجه به نوع بازار و یا دوره مورد بررسی، توابع مختلف کاپولا مورد استفاده قرار گرفته است (Ciprian, 2010).

در این مطالعه ساختار وابستگی بین بازار ارز کشور ایران با بازار ارز کشورهای درگیر بحران مورد بررسی قرارگرفت. استفاده از مدل کاپولا این اطمینان را خواهد داد که هر نوع وابستگی بین سری‌های زمانی استخراج شود. برای اطمینان از چند نوع تابع کاپولا برای بررسی ساختار وابستگی بین تلاطم‌های بازار ارز کشور با بازار ارز کشورهای درگیر بحران و همچنین قیمت جهانی نفت و طلا استفاده شد.

٤. برآورد مدل

٤-١. داده‌های پژوهش

در این مطالعه جامعه آماری شامل قیمت روزانه دلار در بازار آزاد و بازار ارز کشورهای درگیر بحران بود که با توجه به دسترسی به اطلاعات آماری به ترتیب شاخص روزانه دلار برای بحران‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۰۸، نرخ روزانه ارز مکزیک برای بحران ۱۹۹۴ و برای بحران سارک نرخ روزانه ارز کشورهای مالزی، تایوان، تایلند، هنگ کنگ و کره جنوبی برای روزهای

1. Generalized Method Of Moments
2. Generalized Linear Models

مشترک و غیرمشترک کاری (۷ روز) استخراج و برآورد شد. در دو بحران ۱۹۹۴ و ۱۹۹۷ علاوه بر نرخ ارز کشورهای درگیر بحران، شاخص دلار نیز مورد استفاده قرار گرفت[۱].

با توجه به اینکه قیمت جهانی طلا و نفت نیز در شرایط بحرانی با تغییرات مواجه می‌شوند شاخص مناسبی برای تبیین شرایط بحرانی است. به همین دلیل سری زمانی روزانه این دو متغیر نیز جمع آوری شد. با توجه به اینکه در مطالعه اصلی از سایر روش‌های بررسی ساختار وابستگی نیز استفاده شد، کلیه متغیرها به صورت روزانه برای کل دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۷ جمع آوری شد.

در این مطالعه لازم بود برای بررسی اثر سرایت بحران دوره‌های بحرانی و غیربحرانی در هر بحران از هم تفکیک شود، از این رو، با توجه به آنچه در مطالعه مربوط به بانک کانادا توسط فوچون لی(۲۰۰۹)[۲] انجام شده، دوره‌های بحرانی و غیربحرانی (ثبات) در چهار بحران مورد بررسی در تحقیق حاضر به شرح جدول (۲) تعیین شد.

بررسی مشخصه‌های آماری سری‌های مختلف (جدول (۳)) نشان می‌دهد که هیچ کدام دارای توزیع نرمال نیست.

با توجه به تواتر بالای سری‌های زمانی استفاده شده در این مطالعه، استفاده از آزمون‌های مانایی نظیر دیکی فولر[۳] یا فیلیپس پرون[۴] ممکن است به خطای بررسی ریشه واحد منجر شود. هلیبرگ و همکاران [۵] (۱۹۹۰) برای رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون ریشه واحد هگی[۶] معروف شد. محاسبه آمار ه هگی (جدول (۴)) نشان می‌دهد که اغلب سری‌های زمانی در سطح ۹۵ درصد نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

۱- ماخذ آمارهای شاخص دلار و قیمت جهانی طلا و نرخ ارز کشورهای مورد بررسی سایت
https://fred.stlouisfed.org
و برای قیمت جهانی نفت سایت:
http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s۱_d.htm

2. Fuchun, L.
3. Dickey-Fuller
4. Phillips–Perron
5. Hylleberg,S., et al.
6. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY)

جدول ۱. معرفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	دلار بر حسب ریال(آزاد)	شاخص دلار آمریکا	قیمت طلا	قیمت نفت	دلار بر حسب پزوی مکزیک
علامت اختصاری	IREX	USIND	pgold	poil	Mexiex
نام متغیر	دلار بر حسب وون کره جنوبی	دلار بر حسب بات تایلند	دلار بر حسب رینکیت مالزی	دلار بر حسب دلار هنگ کنک	دلار بر حسب دلار تایوان
علامت اختصاری	soukex	thailex	Malazex	hongkex	Taiex

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. تفکیک دوره‌های ثبات و بحران در دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۶

بحران	۱۹۸۷	۱۹۹٤	۱۹۹۷	۲۰۰۸
دوره ثبات	اول ژانویه ۱۹۸٦ تا ۱٦ اکتبر ۱۹۸۷	اول ژانویه ۱۹۹۳ تا ۱۸ دسامبر ۱۹۹٤	اول ژانویه ۱۹۹٦ تا ۱٦ اکتبر ۱۹۹۷	دوم ژانویه ۲۰۰۷ تا ۳۱ جولای ۲۰۰۷
دوره بحرانی	۱۷ اکتبر ۱۹۸۷ تا ٤ دسامبر ۱۹۸۷	۱۹ دسامبر ۱۹۹٤ تا ۳۱ دسامبر ۱۹۹٤	۱۷ اکتبر ۱۹۹۷ تا ۱۷ نوامبر ۱۹۹۷	اول اگوست ۲۰۰۷ تا اول سپتامبر ۲۰۰۷
کشورهای آغازگر بحران	آمریکا	مکزیک	کره جنوبی، تایوان، تایلند، هنگ کنگ و مالزی	آمریکا

ماخذ: Fuchun, L., 2009

جدول ۳. مشخصه‌های آماری داده‌های مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	IREX	USIND	PGOLD	POIL	Mexiex	soukex	thailex	Malazex	hongkex	Taiex
میانگین	۵۳۱۸/۳۰	۹۱/۱۰	۴۰۶/۶۵	۳۲/۴۵	۷/۱۴۶	۹۷۴/۴۳	۳۲/۴۲	۳/۱۶۴	۷/۷۷۴	۳۰/۶۱
میانه	۴۸۷۹/۵	۸۹/۹۸	۳۷۷/۸۰	۲۱/۷۶	۸/۲۶	۹۱۹/۵۵	۳۱/۴۵	۳/۲۲	۷/۷۸	۳۱/۴۱
ماکزیمم	۱۰۳۸۲/۰	۱۲۱/۷	۱۰۲۳/۵	۱۴۷/۲	۱۴/۸	۱۹۶۰/۰	۵۶/۱	۴/۷	۷/۹	۳۹/۹
مینیمم	۴۴۶/۰	۶۹/۳	۲۵۲/۹	۹/۱	۰/۴	۶۶۷/۲	۲۲/۷	۲/۴	۷/۴	۲۴/۵
انحراف استاندارد	۳۴۵۰/۰	۹/۶	۱۳۷/۴	۲۳/۲	۳/۹	۲۲۲/۴	۷/۳	۰/۶	-۰/۶	۳/۵
کشیدگی	-۰/۰۸	۰/۳	۲/۱	۲/۰	-۰/۲	۰/۶	۰/۴	۰/۱	۱۰/۲	۰/۱
چولگی	۱/۳	۲/۹	۷/۵	۷/۱	۱/۶	۲/۵	۱/۶	۱/۲	۱۹۲۷۷/۹	۱/۹
جارک برا	۱۰۷۶/۶	۱۲۲/۸	۱۴۰۹۷/۲	۱۱۹۵۴/۹	۷۸۷/۵	۶۱۱/۷	۸۹۹/۹	۱۱۳۰/۴	۱۹۲۷۷/۹	۳۷۶/۲
احتمال	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
تعداد مشاهدات	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰	۸۷۶۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. آزمون مانایی آماره هگی برای داده‌های مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	آماره هگی				
	Frequency 0	Frequency 2PI/4 & 6PI/4	Frequency PI	All seasonal frequencies	All frequencies
IREX	-۱/۹۷	٤٧٤/٣٤	-۲٥/۹۷	٦/۸۲	٤٥۷/۷۹
USIND	-۱/۷۳	۱۲٤۹/٥٤	-۳۳/۸۰	۱۲۲۱/۰۲	۹۱٦/٥۹
PGOLD	-۱/۱۸	۷٤۳/۸٦	-۲۷/٤٦	۷٤۹/۷۲	٥٦۲/٥٥
POIL	-۰/۰۳	۱٦۰۱/٤٥	-۳۳/۲۳	۱۸٤۲/۸۹	۱۳۸۲/۲٤
Mexiex	-۱/۰۹	۷۱۹/۲٦	-۲٦/۲۳	۷۰۷/۰۸	٥۳۰/٦۳
soukex	۰/۰۸	٤٤۲/۷۲	-۲٦/٥۸	٥۸۳/۹٥	٤۳۷/۹٦
thailex	۰/۰۳	۸۰٦/۰۲	-۲۷/۱٤	۸۸۹/۲۸	٦٦٦/۹٦
Malazex	-۰/٥۲	۸۷۲/۷٤	-۲٤/۲۱	۸٥۱/۹٥	٦۳۹/۰۸
hongkex	-۰/۲۹	۸٦٦/٤۷	-۲۰/٥۰	۷۹۷/۸۷	٥۹۸/٤۳
Taiex	-۱/۲٤	٦٤۰/۹٤	-۲٥/۸۹	٦٥۳/۰۳	٤۹۰/۲۱
سطوح معنی‌داری					
٪۱	-۲/٥٦	۳۲/٥۷	-۲/٥٦	۲۲/٤۰	۱۷/۳۲
٪٥	-۱/۹۳	۸/٦۰	-۱/۹۳	٦/۲٥	٥/۲۱
٪۱۰	-۱/٦۰	۳/۸۷	-۱/٦۰	۳/۰٥	۳/۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews

٤-۲. نتایج برآورد مدل

در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار متلب و برآورد تابع گارچ[1]، توابع کاپولای گوسین[2]، تی-استودنت[3]، کلایتون[4]، فرانک[5] و گمبل[6] با روش حداکثر درستنمایی[7] استخراج شد. جهت بررسی سرایت بحران‌های انتخاب شده بر نوسانات ارز کشور، میزان همبستگی میان نرخ ارز و متغیرهای انتخاب شده در هر بحران در دوره ثبات و بحران مقایسه و بر این اساس تغییر این همبستگی در دوره بحران نسبت به دوره ثبات نشان‌دهنده سرایت از طریق متغیر مورد نظر است. البته باید توجه داشت که معنی داری این ضریب به مقدار حد بالا و پایین آن بستگی دارد؛ چنانچه این مقادیر حدی شامل عدد صفر شود، ضرایب بی‌معنی و در صورتی که دربر گیرنده عدد صفر نباشد، معنی‌دار خواهد بود.

برآورد مدل گارچ-کاپولا نشان داد که سرایت بحران در بحران ۱۹۸۷ از طریق بازار طلا صورت گرفته است. البته در این بحران براساس نتایج برآورد تابع گمبل سرایت بحران از شاخص دلار آمریکا و بازار نفت نیز معنادار است. در بحران ۱۹۹۴ نتایج برآورد مدل براساس توابع بیزین و ارشمیدسی گارچ- کاپولا، تنها از طریق تابع گمبل معنادار است که البته اختلاف ضرایب همبستگی بسیار ناچیز است و نمی‌شود به صراحت سرایت بحران را مورد تایید قرار داد.

در بحران ۱۹۹۷ برآورد توابع گارچ-کاپولای بیزین، سرایت بحران را از بازار نفت و در توابع ارشمیدسی از بازار طلا و شاخص دلار آمریکا تایید می‌کند. البته براساس ضرایب برآورد شده برای توابع کاپولا سرایت بحران از بازار ارز برخی از کشورهای آسیای جنوب شرقی نیز معنادار بوده و حاکی از سرایت بحران است. در بحران ۲۰۰۸ برآورد تابع بیزین گوسین، سرایت بحران را از بازار نفت تایید می‌کند. ضرایب تابع ارشمیدسی فرانک

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Gaussian Copula
3. t-copula
4. Clayton copula
5. Frank copula
6. Gumbel copula
7. Maximum Likelihood

سرایت بحران را از بازار طلا و نفت و تابع گارچ-کاپولای گمبل سرایت بحران را از طریق هر سه متغیر شامل شاخص دلار آمریکا، قیمت نفت و قیمت طلا مورد تایید قرار می‌دهد.

با توجه به معنی‌دار بودن ضرایب توابع در بحران‌های مختلف می‌توان نتیجه‌گیری کرد که سرایت بحران‌های جهانی به بازار ارز کشور بیشتر از طریق قیمت جهانی نفت، طلا و شاخص دلار صورت پذیرفته است. حتی در بحران‌هایی که در مناطق جغرافیایی خاصی به وقوع پیوسته ضرایب این سه متغیر معنی دار بود. گسترش شبکه‌های ارتباطی این سرایت‌پذیری را تقویت کرده است به طوری که در بحران‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۰۸ با وجود اینکه منشا هر دو بحران کشور آمریکا بود، سرایت بحران به بازار ارز از طریق شاخص دلار در بحران ۲۰۰۸ در دو تابع معنی‌دار است و در بحران ۱۹۸۷ تنها با توجه به تابع گمبل معنی‌دار است. بنابراین، می‌توان انتظار داشت به موازات رشد و توسعه شبکه‌های ارتباطی مالی در سطح بین‌المللی این سرایت‌پذیری بیشتر نیز شود.

در جداول (۵) و (۶) ضرایب معنی‌دار توابع گارچ- کاپولا که تاییدی بر سرایت بحران است، ارائه شده است.

جدول۵. متغیرهای اثرگذار بر بازار ارزدر بحران‌های مختلف بر اساس برآورد مدل گارچ-کاپولا

بحران	تابع کاپولا	۱۹۷۸	۱۹۹٤	۱۹۹۷	۲۰۰۸
بزرین	گاوسین	قیمت طلا	-	قیمت طلا - قیمت نفت	قیمت نفت
	تی استیودنت	قیمت طلا	پزوی مکزیک	قیمت نفت - بات تایلند - دلار هنگ کنگ	-
ارشمیدسی	کلایتون	-	-	شاخص دلار - قیمت طلا - دلار هنگ کنگ - دلار تایوان - ون کره جنوبی	-
	فرانک	قیمت طلا	-	شاخص دلار - قیمت طلا - بات تایلند - دلار هنگ کنگ	شاخص دلار قیمت نفت
	گمبل	شاخص دلار قیمت نفت قیمت طلا	-	شاخص دلار - قیمت طلا - دلار هنگ کنگ - دلار تایوان- ون کره جنوبی	شاخص دلار قیمت نفت قیمت طلا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. ضرایب معنادار متغیرهای اثرگذار بر بازار ارزدر بحران‌های مختلف بر اساس برآورد مدل گارچ-کاپولا

بحران		۱۹۷۸			۱۹۹٤				۱۹۹۷						۲۰۰۸		
تابع کاپولا		متغیر الرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	پزوی مکزیک	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	دلار هنگ‌کنگ	دلار تایوان	ون کره جنوبی	بات تایلند	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
بزرگ	گوسین	پیش از بحران	۰/۰٦۹٦	-	-	-	-۰/۱۰٤۷	-۰/۰۹٦۱	-	-	-	-	-	-	-۰/٤۳۷٦	-
		پس از بحران	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	تی - استیودنت	پیش از بحران	۰/۰٦۸۹	-	-	۰/٤٦٤٤	-	-۰/۱۰۳۲	-	۰/۵۵۹۳	-	-	۰/۱۱۲۸	-	-	-
		پس از بحران	-	-	-	-	-	-۰/۳۰۲۰	-	۰/٦۹۲۱	-	-	۰/۰۳۱۱	-	-	-
ارشمیدسی	کلایتون	پیش از بحران	-	-	-	-	۰/۲۸۹۱	-	۰/۲۱۹٦	۰/۷۱٤٤	۰/۲۲۰۷	۰/۳۲۵۸	-	-	-	-
		پس از بحران	-	-	-	-	-	-	۰/۵۷٦٤	۱/۳۹۷۵	-	-	-	-	-	-
	فرانک	پیش از بحران	۰/٤۳٦۰	-	-	-	-۲/۷۱۱۲	-	-	۱/۵۲۲۳	-	-	۱/٤۰٤۷	-	-٤/۲۰۱٤	-۳/۱۱۸۹
		پس از بحران	۰/٤۵٦۸	-	-	-	-	-	۳/۸۲۳۱	٦/۰٤۳٤	-	-	-	-	-	۳/٦۹۹۳
	گمبل	پیش از بحران	۱/۰۳۵۸	۱/۰۰۰۰	۱/۰۱۲۳	-	-	۱/۲٦۸٦	۱/۱٦٦۱	۱/٦۱۵۵	۱/۱٤۲۰	۱/۱۹۵۰	-	۱/۰۰۵۱	۱/۰۰۰۰	۱/٤۰۵۸
		پس از بحران	۱/۰٦٦٤	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	-	-	۱/٤۵۲۵	۱/٦۵۷۷	۰/۰۸۳۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۳۳٤	-	۱/۰۰۰۰	۱/٦۲۱٤	۱/۵۸۲۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج نشان داد با استفاده از توابع گارچ- کاپولا به ویژه توابع کاپولای ارشمیدسی می‌توان سرایت بحران را از طریق بازارهای طلا و نفت و شاخص دلار به بازار ارز مورد تایید قرار داد. حتی در بحران‌های منطقه‌ای نظیر سارک، سرایت بحران از طریق شاخص دلار نیز معنی‌دار است. بدین ترتیب در پاسخ به سوال اصلی این تحقیق که عبارت بود از اینکه آیا در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ سرایت بحران‌های مالی جهانی به تلاطم‌های نرخ ارز در ایران مشاهده شده است، می‌توان این‌گونه پاسخ داد که به ویژه در دو بحران ۱۹۹۷ و ۲۰۰۸ شواهدی از سرایت بحران از بازار ارز کشورهای بحرانی به بازار ارز کشور با استفاده از توابع گارچ- کاپولای ارشمیدسی تایید می‌شود.

با توجه به نقشی که بحران‌های جهانی بر شکل‌گیری انتظارات به ویژه انتظارات سمت تقاضا دارند، انتظار می‌رود با وقوع بحران‌های جهانی در بازار دارایی‌ها از جمله بازار ارز تلاطماتی رخ دهد. از آنجا که شوک‌های ناشی از انتظارات سمت تقاضای اقتصاد ماندگار نبوده و معمولا پس از یک دوره زمانی حذف می‌شوند، مداخله سیاست‌گذار برای کنترل تلاطمات ناشی از این تغییر تقاضا، نوعی شوک غیرمترقبه محسوب می‌شود و منجر به ماندگاری دیرهنگام‌تر شده و به تلاطمات بیشتر می‌انجامد. بنابراین، توصیه این است که در زمان بی‌ثباتی بازارهای نفت و طلا و یا بروز بحران در سطح جهانی و اثرپذیری بازار ارز از این شرایط، سیاست‌گذار ارزی از اعمال سیاست‌های مداخله‌ای در بازار ارز خودداری کند.

از آنجایی که مطالعه مشابهی در داخل انجام نشده، نمی‌توان هم‌راستایی نتایج آن را با سایر مطالعات مقایسه کرد، اما بررسی مطالعات انجام شده درخصوص سرایت بحران در سایر بازارهای دارایی نظیر بازار سهام، موید سرایت بحران‌های جهانی به این بازار بوده و این مطالعه می‌تواند تاییدی بر نتایج آن‌ها به شمار آید.

در این بررسی تنها این فرضیه که بازار ارز از بازار ارز کشورهای بحرانی متاثر می‌شود، مورد آزمون قرارگرفت. البته برای بررسی اثر بحران بر بازار ارز، تلاطمات بازار جهانی نفت و طلا نیز به عنوان نماینده‌ای از شرایط بحرانی در مطالعه در نظر گرفته شد. در مطالعات بعدی علاوه بر بازارهای ارز، نفت و طلا، می‌توان کانال‌های دیگر سرایت‌پذیری

نظیر طرف‌های تجاری، نوع کالاهای وارداتی و روابط مالی بین‌المللی را در بروز بحران‌های ارزی کشور مورد بررسی قرار داد. انجام مطالعات فراتحلیلی در موضوع سرایت‌پذیری بحران های جهانی و مقایسه آن با مطالعات انجام شده در داخل منجر به ارائه الگوی دقیق‌تری از میزان اثرپذیری بازار ارز از بحران‌های جهانی خواهد شد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Fakhri Mirshojaee https://orcid.org/0000-0002-7860-6665
Nasser Elahi https://orcid.org/0000-0002-3313-3366
Mohsen Seighali https://orcid.org/0000-0002-2609-0855

منابع

بهره‌مند، عبدالرضا، الوندی، احسان وتیموری، مهدی . (۱۳۹۴). *توابع کاپولا و کاربرد آن در هیدرولوژی استوکاستیک*، *حفاظت و بهره‌برداری از منابع طبیعی*، ۲ (۴)، ۲۰-۱.

سید حسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک .(۱۳۹۲). بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام، مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۶(۱۹)، ۸۱-۹۷. Id:211159

شهیکی تاش، محمد نبی، خداداد کاشی، فرهاد و میرباقری جم، محمد. (۱۳۹۶). بررسی ضریب وابستگی شاخص‌های ساختاری بازار در صنایع کارخانه ایران بر مبنای توابع مفصلی شرطی. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*،۱۰۷، ۱۳(۱)، ۵۴-۲۹. doi: 10.22096/esp.2017.32480

عبادی، جعفر، الهی، ناصر و هوشمند گهر، سعیده. (۱۳۹۸) . *اثر شوک ارزی بر شاخص ریسک سیستمی صندوق‌های سرمایه گذاری مشترک*. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۸۹)، ۲۹۷-۲۷۳.

فتاحی، شهرام، سهیلی، کیومرث و دهقان جبارآبادی، شهرام. (۱۳۹۶). بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از فرآیند اونشتاین اولنک و مبدل موجک پیوسته. *مدلسازی اقتصادسنجی*،۲(۴)، ۵۴-۳۳. doi: 10.22075/jem.2018.12956.1090

فلاحی، فیروز و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۴). آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران، *اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید*، ۲۲(۱۰) ، ۳۵-۶۰. doi: 10.22067/pm.v22i10.40535

کشاورز حداد، غلامرضا و مقاره عابد، سپهر .(۱۳۹۲). آیا بحران مالی جهانی به بازار سهام تهران سرایت کرد؟. *تحقیقات اقتصادی* ، ۴۸(۲)، ۱۹۹-۱۷۹. doi: 10.22059/jte.2013.35173. .

کشاورز حداد، غلامرضا. (۱۳۹۶). *اقتصاد سنجی سری‌های زمانی*. تهران: نشر نی.

یزدانی، مهدی، اسماعیلی، علی .(۱۳۹۶). تعامل جریان‌های تجاری و نشر بحران‌های مالی در کشورهای نوظهور رویکرد معادلات همزمان با متغیر وابسته گسسته در داده‌های تابلویی. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۲۲-(۷۰)، ۱۷۳-۱۳۳. doi: 10.22054/ijer.2017.7968

References

Aderajo, O.M., Olaniran, O.D. (2021). Analysis of financial contagion in influential African stock markets. *Future Business Journal*, ISSN 2314-7210, Springer, Heidelberg, *7(1)*,1-9.

Ali, M., Deo, R. C., Downs, N. J., Maraseni, T. (2020). *Monthly rainfall forecasting with Markov Chain Monte Carlo simulations integrated with statistical bivariate copulas*.In Handbook of Probabilistic Models , Elsevier (Butterworth-Heinemann), Oxford, United Kingdom, 89-105.

Arestis P, Caporale G, Cipollini A, Spagnolo N. (2005). Testing for financial contagion between developed and emerging markets during the 1997 East Asian Crisis. *International Journal of Finance & Economics,10(4)*, 359–367.

Bahremand,A., Alvandi,E., Teimouri,M. (2015). Copula functions and their application in stochastic hydrology. *Journal of Conservation and Utilization of Natural Resources*, *4 (2)*, 1-20. [In Persian]

Bouri, E.I. (2014). Isreali-Hezbollah war and global financial crisis in the Middle East and North African equity markets. *Journal of Economic Integration*, 29, 1–19.

Calvo, S.G. & Reinhart, C.M. (1996). Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects? *World Bank Policy Research Working Paper*:1619.

Calvo, S.G., Mendoza,M. (1998). Rational Herd Behavior and the Globalization of Securities Market. *Discussion Paper/Institute for Empirical Macroeconomics 120*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Chen, X., Hao, A., Li, Y. (2020). The impact of financial contagion on the real economy. *PLoS ONE* ,15,3.

Cherubini, U., Luciano, E., Vecchiato, W. (2004). *Copula Methods in Finance*. West Sussex.

Chiang, T., Jeon, B., Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from Asian markets. *J Int Money Finance*, 26,1206–1228.

Cho, J., Parhizgari, A. (2008). East Asian financial contagion under DCCGARCH, *Int J Bank Finance ,6(1)*, 17–30.

Ciprian, N. (2010). A Copula-Garch Model, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *23(2)*, 1-10.

Claessens, S., Dornbusch,R., Park,Y.C. (2001). Contagion: Why Crises Spread and How This Can Be Stopped. In Claessens,S. & Forbes,K. (Eds.), *International Financial Contagion*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 19-41.

Corbet, S., Twoney, C. (2015). European equity market contagion: an empirical application to Ireland's Sovereign debt crisis, *Eur Financ Account J ,10(3)*, 15–34.

Corsetti, G., Marcello P., Massimo, S. (2004). Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, *24(8)*, 1177-1199.

Dungey, M., Fry, R.A., González,H.B., Martin, V.L. (2005c). Emprical Modeling of Contagion, A Review of Methodologies, *Quantitative Finance, 5(1)*, 9-24.

Eichengreen, B., Andrew ,R. & Charles ,W. (1996). Contagious Currency Crises. *Scandinavian Economic Review*, 98, 463-84.

fallahi, F.& jahangiri, K. (2015). The Study of Financial Contagion among Stock Market, Exchange and Gold Coin in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 22(10), 35-60. doi: 10.22067/pm.v22i10.40535 [In Persian]

Fattahi, Sh,, Soheili, K., and Dehghan .J, S. (2017). Investigating the spread in Iran's financial markets using a combination of the Orenstein Olenbeck process and continuous wave conversion. *Quarterly Journal of Econometric Modeling*, *4*, 33-53. doi: 10.22075/jem. 2018.12956.1090 [In Persian]

Forbes, K., Rigobon, R. (2001). *Measuring contagion: conceptual and empirical issues.* International Financial Contagion, Springer, 43-66.

Forbes, K., Rigobon,R.(1999). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements. *NBER Working Paper*: 7267.

Forbes, K.J., Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements, *The Journal of Finance, 57(5)*, 2223-2261.

Fuchun, Li.(2009). Testing for Financial Contagion with Applications to the Canadian Banking System, *Financial Stability Department. Bank of Canada*, Ottawa, Ontario, Canada K۱A ۰G۹, fuchunli@bankofcanada.ca.

Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Comput Stat Data Anal*, *56*, 11,3491–3497.

Glick, R., Hutchison, M. (2011). Currency Crises. *Federal Reserve Bank of San Francisco* ,Working Paper Series 22.

Goldfajn, I., Valdés, R. (1997). Capital Flows and Twin Crises: The Role of Liquidity. *IMF Working Paper* : 97/87.

Gose, E., Gomez,G.,Wilmer, R.E. (2019). Detecting contagion in Asian exchange rate markets using asymmetric DCC-GARCH and R-vine copulas. *Economic Systems*, Elsevier, *43(3),* Issues 3–4, 1-39.

Gray, D. (2009). Financial contagion among members of the EU-8: a cointegration and Granger causality approach. *International Journal of Emerging Markets*, *4(4),* 299-314.

Houshmand Gohar, S.(2019). Effect of exchange rate change shocks on systemic risk index among mutual funds. *Journal of Economic Research and Policies*. 2019*; 27 (89)* , 373-398. [In Persian]

Hylleberg,S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S. (1990).Seasonal integration and cointegration. *sciencedirect*, *44*, Issues 1–2, 215-238.

Joe, H. (2001). Multivariate models and dependence concepts. 139-168.

Kaminsky,G.L., Reinhart,C.M., Vegh,C.A. (2003). The Unholy Trinity of Financial Contagion. *NBER Working Paper*:10061.

Karanasos, M., Paraskevopoulos, A., Ali, F., Karoglou, M., Yfanti, S. (2014). Modelling stock volatilities during financial crises: a time varying coefficient approach. *Empirical Finance*, *29*, 113–128.

Keshavarz Haddad, G., Maghareh Abed, S. (2013). Contagion Effects of Global Financial Crisis on Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Research* (Tahghighat- E- Eghtesadi), *48(2),* 179-199. doi: 10.22059/jte.2013.35173. [In Persian]

Keshavarz Haddad, G.(1396). *Econometrics of time series*. Tehran, Nei Publishing. [In Persian]

king, M.A. , Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, *3(1),* 5-33.

Masih, A., Masih, R. (1997). Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: an analysis of the preand post-crash eras. *Q Rev Econ Finance*, *37(4),* 859–885.

Morales, L., Andreosso,O'C.B. (2014). The global financial crisis: world market or regional contagion effects? *Int Rev Econ Finance*, *29*,108–131.

Offiong, A., Riman, H., Godwin, B. (2018). Financial contagion and its impact on the Nigerian Stock Market. *J Econ Bus*, 1, 3, 268–281.

Reinhart,C.M., Kaminsky,G., Vegh,C.(2003). Two Hundred Years of Contagion. *Journal of Economic Perspectives 17(4)*,51-74.

Seyed Hosseini, S M, Ebrahimi, S B, Babakhani, M. (2013). Correlation Turbulence Model Fixed Condition with Long-Term Memory Evidence from Tehran and Dubai Stock Markets. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, *3 (11)* ,25 – 46.id=353538.[In Persian]

Shahiki Tash, M., Khodadad Kashi, F., Mirbagherijam, M. (2017). Survey of the Dependency Coefficient among Market Structure Indices in the Iranian Manufacturing by the Conditional Vine Copulas Function

Approach. The *Journal of Economic Studies and Policies*, *4(1)*, 29-54. doi: 10.22096/esp.2017.32480 [In Persian]

Simone, M., Alberto, B., Danilo, L. (2019). Financial contagion and economic development: an epidemiological approach, *Econ Behav Organ*, *162*, 211–228.

Song, P.X.-K. (2000). Multivariate dispersion models generated from Gaussian copula. *Scandinavian Journal of Statistics*, *27(2)*, 305–320.

Tiwari, A., Mutascu, M., Albulescu, C. (2016). Continuous wavelet transform and rolling correlation of European stock markets.,*Int Rev Econ Finance*, *42*, 237–256.

Yazdani, M., Esmaeili, A. (2017). Interaction between Trade Flows and Contagion of Financial Crises in Emerging Market Countries: Approach of Simultaneous Equations with Discrete Dependent Variable in Panel Data. *Iranian Journal of Economic Research*, *22(70)*, 133-173. doi: 10.22054/ijer.2017.7968. [In Persian]

پیوست ۱- نتایج برآورد مدل

الف-توابع بیزین

جدول ۱- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای بیزین (بحران سال‌های (۱۹۷۸ و ۱۹۹٤)

بحران	۱۹۷۸					۱۹۹٤				
متغیر اثرگذار	قیمت طلا	شاخص دلار آمریکا	قیمت نفت	بزرگی مکزیک	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
پیش از بحران	۰/۰۶۹۶*	۰/۰۱٤۸	۰/۰۲۵۲	-۰/۰٤۳۳	۰/۰۲۱۹	۰/۰٤۱	-۰/۰۳۲٦
حد بالا	۰/۱۳٤۰	۰/۰۷۹۲	۰/۰۸۹٦	۰/۰۱۸۲	۰/۰۸۳۳	۰/۰٦۵۵	۰/۰۲۸۹
حد پایین	۰/۰۰۵۳	-۰/۰٤۹۵	-۰/۰۳۹۲	-۰/۱۰٤٦	-۰/۰۳۹٦	-۰/۰۵۷٤	-۰/۰۹٤۲
پس از بحران	۰/۱۱٤۹	-۰/۰۱۷۳	-۰/۰۲۰۳	۰/۰٤۰٤	-۰/۳۳٤۱	۰/۰۷۹۲	-۰/۳۳٤۹
حد بالا	۰/۳٤۹۹	۰/۲۱۷۷	۰/۲۱٤۷	۰/٤۹٦٦	۰/۰۹۲۱	۰/۰۵۳۵٤	۰/۲۸۵۳
حد پایین	-۰/۱۲۰۱	۰/۲۵۲۳	-۰/۲۵۳۳	-۰/٤۱۵۸	-۰/۸۲۰۳	-۰/۳۷۷۰	-۷۵۵۰۰
پیش از بحران	۰/۰٦۸۹*	-۰/۰۰۷٤	۰/۰۱۹۱	-۰/٤٦٤٤*	۰/۰۱۹۵	-۰/۰۰۹۵	-۰/۰٤۵۰
حد بالا	۰/۱۳٤۲	۰/۰۵۸۹	۰/۰۸۳۵	-۰/۳۸۷۱	۰/۰۸۸۳	۰/۰۵٤۳	۰/۰۰۷٦
حد پایین	۰/۰۰۳۷	-۰/۰۷۳۷	-۰/۰٤۵۲	-۰/۰۵٤۱٦	-۰/۰٤۹٤	-۰/۰۷۳۵	-۰/۱۱۵۵
پس از بحران	۰/۰۷٤۸	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۳۸۵	۰/۰۱٦٤	-۰/۱٦۰۷	۰/۰۲٤٦	-۰/۰۹۰
حد بالا	۰/۳۳۹۹	۰/۲۷۱۰	۰/۲۰۹۰	۰/٤۷۲٦	۰/۳۳۹٦	۰/٤۸۰۸	۰/٤۵۳۹
حد پایین	-۰/۱۹۰۳	-۰/۲۸٦۱	-۰/۲۸٦۱	-۰/٤۳۹۸	-۰/٦٦۰۹	-۰/٤۳۱٦	-۰/٦٤۱۹

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

ادامه جدول ۱- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای بیزین (بحران سال‌های ۱۹۹۷ و ۲۰۰۸)

بحران		۱۹۹۷								۲۰۰۸		
تابع کاپولا		متغیر اثرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	دلار هنگ کنگ	دلار تایوان	وون کره جنوبی	بات تایلند	رینگینگ مالزی	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
نرمال	پوکسین	پیش از بحران	-۰/۱۰٤۷■	-۰/۰۹٦۱●	۰/۰٤۱۳-	۰/۰۰۲۳	-۰/۰۳۱۸	-۰/۰۱۸۳	۰/۰۰۹٦	-۰/۰۱۷٦	۰/۱۹۳۹	-۰/٤۳۷٦*	۰/۰۸۰٤
		حد بالا	-۰/۰٤۰٥	-۰/۰۳۱۸	۰/۰۲۳۱	۰/۰٦٦٦	۰/۰۳۲٥	۰/۰٤٥۹	۰/۰۷۳۹	۰/۰٤٦۷	۰/٤۹٤۲	-۰/۱۳۷۳	۰/۳۸۰۷
		حد پایین	-۰/۱٦۹۰	-۰/۱٦۰٤	-۰/۱۰٥۷	-۰/۰٦۱۹	-۰/۰۹٦۱	-۰/۰۸۲٦	-۰/۰٤٥٦	-۰/۰۸۱۹	-۰/۱۰٦٤	-۰/۸۳۷۹	-۰/۲۱۹۹
		پس از بحران	-۰/۰٥۲۳	-۰/۰۰۸۷	۰/۰۸۳۹	۰/۰۰٤۹	۰/۰۹۸٥	۰/۰٥۹۹	۰/۰٥۳۸	۰/۰۲۷۹	-۰/۰٦٤۷	۰/۱۹۰٦	۰/۱۲۱۰
		حد بالا	۰/۲۳۸٤	۰/۲۸۲۰	۰/۳۸۹٤	۰/۲۹٥۷	۰/۳۸۹۳	۰/۳٥۰۷	۰/۳٤٤٥	۰/۳۱۸۷	۰/۲۲۳٤	۰/٤۸۱٤	۰/٤۱۱۸
		حد پایین	-۰/۳٤۳۱	-۰/۲۹۹٥	-۰/۲۲۱٥	-۰/۲۸٥۸	-۰/۱۹۲۲	-۰/۲۳۰۹	-۰/۲۳۷۰	-۰/۲٦۲۸	-۰/۳٥۸۱	-۰/۱۰۰۱	-۰/۱٦۹۸
	نرمال - استیودنت	پیش از بحران	-۰/۱۲۳٥	-۰/۱۰۳۲●	-۰/۰۱۰۷	۰/٥۹۹۳●	۰/۰۱٦٦	-۰/۰۲۲٦	۰/۱۱۲۸●	-۰/۰۱۷۹	۰/۱۱٦۳	-۰/٥۱۲۲	۰/۱۸٦۷
		حد بالا	۰/۰۳۸۹	-۰/۰۳۰۹	۰/۰۹۸۸	۰/٦٦۳٤	۰/۱۰۹٦	۰/۰۹٦۹	۰/۱۷۷۰	-۰/۰٤٦٤	۰/٤۱٦٦	۰/٤۱٥٥	۰/٥۱۹۱
		حد پایین	-۰/۲۸٥۹	-۰/۱۷٥٤	-۰/۱۲۰۱	۰/٤٥٥۳	۰/۰۷٦٤	-۰/۱٤۲۱	۰/۰٤۸٥	-۰/۰۸۲۱	-۰/۱۸٤۰	۱/٤٤۰۰	-۰/۸۹۲٥
		پس از بحران	-۰/۱۰۰۹	-۰/۳۰۲۰	۰/٤٤۷٥	۰/٦۹۲۱●	۰/۱٥۸۷	۰/۲۳٤۷	۰/۰۳۱۱	-۰/۰۸٤۹	-۰/۱۹۰٤	۰/۲۰٤۹	۰/۱۷۱۸
		حد بالا	۰/۸۱۸٦	۰/۱۹٤۲	۱/۳۷٥۰	۱/۰٥٥۳	۰/٤٤۹٥	۰/۵۲٥٥	۰/۳۲۱۹	۰/۳۷٥٦	۰/۱۰۰۳	۰/۷۳۱٥	۰/۷٦٤۱
		حد پایین	-۱/۰۲۰٤	-۰/۷۹۸۱	-۰/۱٦۰٥	۰/۰۰۹۲	-۰/۱۳۲۰	-۰/۰٥٦۱	-۰/۲٥۹۷	-۰/۲۰٥۹	-۰/٤۸۱۲	-۰/۳۲۱۷	-۰/٤۲۰٤

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۲- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای ارشمیدسی

بحران			۱۹۷۸			۱۹۹٤			
تابع کاپولا		متغیر اثرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	پزوی مکزیک	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
ارشمیدسی	کلایتون	پیش از بحران	۰/۰۳۷٦	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰٤	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۱۳	۰/۰۱۳۰	۰/۰۰۰۰
		حد بالا	-۰/۰۳۷۱	-۰/۰۷۰۵	۰/۰۵۵۹	-۰/۱۳۵۵	-۰/۰۳۱٦	-۰/۰۹۰۷	-۰/۱۰۵۸
		حد پایین	۰/۱۱۲٦	۰/۰۷۰۵	۰/۰۷٦٦	۰/۱۳۵۵	۰/۱۷٤۲	۰/۱۱٦۷	۰/۱۰۵۸
		پس از بحران	۰/۰۷۳۹	۰/۰۲۷۵	۰/۰۲۷۳	۰/۰۲٦۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۷۷
		حد بالا	-۰/۱۲۲۹	-۰/۳٦۲۸	-۰/۱۷۳۵	-۲/۲۸۷٦	-۰/۱۷۱۰	-۰/۳٦۵۲	-۰/۱۱۹۹
		حد پایین	۰/۲۲۰۷	۰/٤۱۷۸	۰/۲۲۸۲	۲/۳٤۰۲	۰/۱۷۱۱	-۰/۳٦۵۲	۰/۱۷۵۳
	فرانک	پیش از بحران	۰/٤۳٦۰*	۰/۰۳٤٦	-۰/۲۲٦۳	-۳/۱٤۵۱	۰/۱۵۳۸	-۰/۰۰۳۸	-۰/۳٤۱٤
		حد بالا	۰/۰۰۵۳	-۰/٤۲۳۹	-۰/٦٦۳۷	-۳/۵۹٤۸	-۰/۳۸۸۸	-۰/۵٤٦۷	-۰/۸۸۲٦
		حد پایین	۰/۸٦٦۷	۰/٤۹۳۰	۰/۲۱۱۱	-۲/٦۹۵۳	۰/٦۹٦٤	۰/۵۳۹۱	۰/۱۹۹۹
		پس از بحران	۰/٤۵٦۸	-۰/۲۵۹٤	-۰/۱۰۱۳	-۰/۳۵۲٦	-۱/۰۵۸۱	۰/۵۷۸۱	-۱/۲۰۵۳
		حد بالا	-۰/۹۱۹۷	-۲/۱۲٦٤	-۱/٤۱۱۸	-۳/۹٦۸٦	-۳/٤۲۳۰	-۳/۷۱٦۸	-۳/٦٤۸۸
		حد پایین	۱/۸۳۳۲	۱/٦۰۷۷	۱/۲۰۹۲	۳/۲٦۳۳	۱/۳۰٦۸	٤/۸۷۲۹	۳/۲۳۸۱
	گمبل	پیش از بحران	۱/۰۳۵۸*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۱۲۳*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۲۱٦	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰۰
		حد بالا	۰/۹۹۵٤	۰/۹٦۲۱	۰/۹۸۱۵	۰/۹٤۲۸	۰/۹٦۸۹	۰/۹٤۷٤	۰/۹٤۱۵
		حد پایین	۱/۰۷۳٦	۱/۰۳۷۹	۱/۰٤۳۲	۱/۰۵٤۲	۱/۰۷٤۲	۱/۰۵۲٦	۱/۰۵۸۵
		پس از بحران	۱/۰٦٦٤*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
		حد بالا	۰/۹۱۳۰	۰/۸۰۲۷	۰/۸۸۹٤	۰/۸۱۰۵	۰/۸٤٦۰	۰/۷٦۲۱	۰/۸۳۳۰
		حد پایین	۱/۲۱۹۷	۱/۱۹۷۳	۱/۱۱۰٦	۱/۱۸۹۵	۱/۱۵٤۰	۱/۲۳۷۹	۱/۱٦۷۰

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ادامه جدول۲- نتایج برآورد مدل گارچ-کاپولای ارشمیدسی

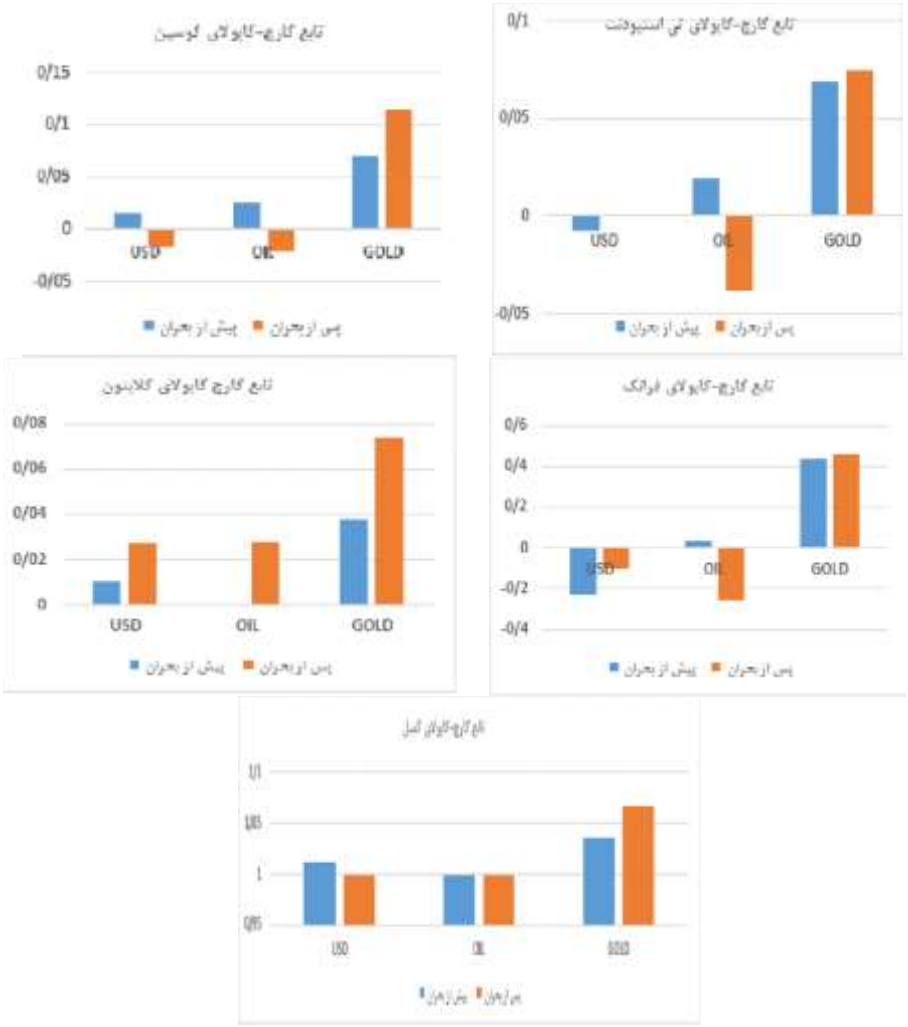
بحران														
تابع کاپولا		متغیر اثرگذار	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا	دلار هنگ کنگ	دلار تایوان	ون کره جنوبی	بات تایلند	رینگیت مالزی	قیمت طلا	قیمت نفت	شاخص دلار آمریکا
ارشمیدسی	کلایتون	پیش از بحران	۰/۲۸۹۱*	۱/۰۰۰۰	۰/۲۱۹۶*	۰/۷۱۴۴*	۰/۲۲۰۶*	۰/۳۲۵۸*	۰/۰۷۱۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۷۶	۰/۴۸۷۳
		حد بالا	۰/۴۷۷۱	۰/۱۱۸۷	۰/۳۸۲۵	۰/۸۵۱۹	۰/۳۷۳۷	۰/۵۰۳۶	۰/۱۸۵۸	۰/۱۱۶۹	−۰/۴۱۲۹	−۰/۶۵۹۶	−۰/۶۶۶۱
		حد پایین	۰/۱۰۱۱	−۰/۱۱۸۷	۰/۰۵۶۶	۰/۵۷۶۸	۰/۰۶۷۶	۰/۱۴۸۰	−۰/۰۳۹۲	−۰/۱۱۶۹	۰/۴۱۲۹	۰/۷۹۴۸	۱/۶۲۲۶
		پس از بحران	۰/۶۸۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۵۷۶۳*	۱/۳۹۷۵*	۰/۰۲۶۶	۰/۲۷۴۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۲۹۳۹	۰/۳۹۷۰
		حد بالا	۱/۷۷۳۵	۰/۷۴۸۹	۱/۱۲۸۳	۲/۲۰۶۸	۰/۳۳۲۳	۰/۷۳۶۳	۰/۲۸۲۵	۰/۳۰۱۷	−۰/۵۱۹۷	−۰/۵۷۱۸	−۰/۳۹۷۲
		حد پایین	−۰/۴۱۳۰	−۰/۷۴۸۹	۰/۰۲۴۳	۰/۴۸۸۲	−۰/۲۷۹۰	−۰/۱۸۷۵	−۰/۲۸۲۵	−۰/۳۰۱۷	۰/۵۱۹۷	۱/۱۵۹۵	۱/۱۹۱۱
	فرانک	پیش از بحران	−۲/۷۱۱۲*	−۰/۵۰۷۰	−۰/۰۶۸۰	۴/۵۲۲۳*	۰/۱۶۷۶	۰/۱۱۷۱	۱/۴۰۴۷*	−۰/۱۱۸۷	۰/۸۱۸۹	−۴/۲۰۱۴*	−۳/۱۱۸۹*
		حد بالا	−۲/۰۴۴۷	۰/۰۷۷۰	۰/۶۵۵۱	۵/۰۳۷۲	۰/۹۵۲۲	۰/۸۵۴۵	۲/۰۳۷۹	۰/۴۸۱۱	−۱/۹۸۴۱	−۶/۵۹۴۵	−۵/۸۵۶۷
		حد پایین	−۳/۳۷۷۷	−۱/۰۹۱۱	−۰/۷۹۱۲	۴/۰۰۷۳	−۰/۶۱۶۸	۰/۷۷۱۵	−۰/۶۲۰۲	−۰/۷۱۸۶	۳/۵۵۲۶	−۱/۸۰۸۳	−۰/۳۸۱۰
		پس از بحران	−۲/۹۹۹۱	−۲/۱۱۵۹	۳/۸۲۳۱*	۶/۰۴۳۴*	۱/۵۸۱۰	۱/۶۶۳۸	۰/۳۳۰۶	۱/۱۱۶۸	−۱/۷۱۹۲	۲/۹۳۲۰	۳/۶۹۹۳*
		حد بالا	۰/۴۱۹۳	۰/۵۵۷۱	۶/۴۰۰۳	۸/۴۳۵۹	۳/۸۷۳۰	۴/۰۷۰۵	۲/۴۰۰۵	۳/۲۱۲۹	−۴/۸۲۵۴	−۰/۲۰۰۲	۱/۱۱۱۵
		حد پایین	−۶/۲۵۹۲	−۴/۷۸۸۹	۱/۲۴۵۹	۳/۶۵۰۸	−۰/۷۱۱۰	−۰/۷۴۲۹	−۱/۷۳۹۲	−۰/۹۷۹۳	۱/۳۸۷۱	۶/۰۶۴۲	۶/۲۸۷۱
	گمبل	پیش از بحران	۱/۲۶۸۶*	۱/۰۰۰۰	۱/۱۶۶۱*	۱/۶۱۵۵*	۱/۱۴۲۰*	۱/۱۹۵۰*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۱*	۱/۰۰۰۰*	۱/۴۰۵۸*
		حد بالا	۱/۳۸۰۱	۱/۰۸۰۸	۱/۲۷۴۷	۱/۷۰۸۷	۱/۲۳۶۷	۱/۳۰۰۷	۱/۰۸۰۰	۱/۰۷۵۱	۰/۸۲۲۹	۰/۵۱۵۶	۰/۸۶۱۱
		حد پایین	۱/۱۵۷۱	۰/۹۱۹۲	۱/۰۵۷۵	۱/۵۲۲۴	۱/۰۴۷۳	۱/۰۸۹۳	۱/۰۹۲۰۰	۰/۹۲۴۹	۱/۱۸۷۳	۱/۴۸۴۴	۱/۹۵۰۶
		پس از بحران	۱/۴۵۲۵*	۱/۰۰۰۰	۱/۶۵۷۷*	۲/۰۸۳۰*	۱/۰۰۰۰*	۱/۰۳۴۵*	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰*	۱/۶۲۱۴*	۱/۵۸۲۷*
		حد بالا	۲/۱۴۴۳	۱/۳۵۶۶	۲/۱۸۸۶	۲/۶۱۰۹	۱/۱۸۶۶	۱/۳۶۲۰	۱/۲۶۶۵	۱/۲۱۹۱	۰/۲۰۸۶	۰/۹۹۳۳	۱/۰۱۰۴
		حد پایین	۰/۷۹۰۷	۰/۶۴۳۴	۱/۱۲۶۷	۱/۵۵۰۱	۰/۸۱۳۴	۰/۷۰۴۹	۰/۷۳۳۵	۰/۷۸۰۹	۱/۷۹۱۴	۲/۲۴۹۴	۲/۱۵۰۱

*-چنانچه محدوده حد بالا و پایین شاخص برآورد شده شامل عدد صفر نشود، معنی‌دار و در غیر این صورت بی‌معنی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پیوست ۲- نمودارهای مدل برآورد شده

نمودار۱- توابع گارچ- کاپولا بحران ۱۹۸۷ آمریکا



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار۲- توابع گارچ- کاپولا بحران۱۹۹٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار۳- توابع گارچ- کاپولا بحران ۱۹۹۷(سارک)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ٤- توابع گارچ- کاپولا بحران ۲۰۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

استناد به این مقاله: میرشجاعی، فخری، الهی، ناصر، صیقلی، محسن. (۱۴۰۱). سرایت بحران‌های مالی جهانی بر تلاطم‌های ارزی در اقتصاد ایران؛ رویکرد گارچ-کاپولا، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۱۳۷-۱۷۶.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 177-208
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63376.1037

Original Research Received: 09/09/2021 Accepted: 04/07/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Comparing Inflation Forecasting Models in Iran: New Evidences from ARDL-D-LSTM Model

Hamed Azizi Ganzagh — The Student of PhD, Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Ahmad Jafari Samimi * — Professor, Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Zahra Mila Elmi — Professor, Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Amir Mansour Tehranchian — Professor, Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Abstract

Inflation forecasting is one of the most important issues for the economies of countries, As the existing literature suggests, hybrid models will bring better prediction accuracy due to attention to both linear and non-linear dimensions. Furthermore, the use of ARDL model can include lags of other variables in tandem with having linear features. It should also be noted that LSTM models have a forgetting gate due to their non-linear estimation characteristics, and they can incorporate data with very distant lags in the model. Therefore, the combination of these two models can significantly improve the prediction accuracy. Accordingly, attempts have been made in the current study to compare ARDL, NARX, LSTM and ARDL-D-LSTM models with one another and to introduce a suitable model for

- This article has been extracted from a PhD dissertation conducted in the field of Economics at University of Mazandaran

* Corresponding Author: Jafarisa@umz.ac.ir

How to Cite: Azizi Ganzagh, H., Jafari Samimi, A., Mila Elmi, Z., Tehranchian, A. M. (2023). Comparing Inflation Forecasting Models in Iran: New Evidences from ARDL-D-LSTM Model. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93)*, 177-208.

predicting Iran's monthly inflation rate in the short-term and long-term time horizon. After estimating the monthly inflation rate of Iran in the period of 4/21/2005 to 8/22/2018 and testing the model on the data for the period of 9/22/2018 to 12/21/ 2020 it was found that the NARX model and the ARDL-D-LSTM hybrid model performed well respectively for short-term time horizon and the long-term horizon according to the RMSE criteria.

1. Introduction

Researchers always seek to select a model that minimizes the prediction error to forecast the future of economic variables accurately, which is crucial for properly effective management. Among the various economic variables, inflation rate is of utmost importance in evaluating macroeconomic performance. Data analysis methods can be classified into structural and non-structural approaches. Considering the non linearity of macroeconomic indicators due to the shocks caused by economic cycles, it is often more effective to estimate these indicators with non-linear models. Hence, relying solely on linear models to make predictions may not yield completely accurate results when modeling economic policies. Numerous studies have emphasized the importance of developing models that can capture both linear and non-linear aspects of time series data. The present study aimed to compare different modeling approaches for forecasting the inflation rate. Specifically, the study focused on the following models: Autoregressive Distributed Lag (ARDL) as a linear and structural model, Nonlinear Autoregressive Exogenous (NARX) as a non-linear and structural model, Long Short-Term Memory (LSTM) as a non-linear and non-structural model, and ARDL-D-LSTM as a hybrid model that incorporates both linear and non-linear components and is theoretically supported by the inflation rate. The study also relied on other macroeconomic variables. The ARDL model was used because it allows for the inclusion of economic variables in forecasting inflation. The research actually paid special attention to the theoretical foundations of inflation and other economic variables.

2. Materials and Methods

In the econometric literature, non-structural models were the first approach used to predict the inflation rate. These models were originally presented in the form of simple linear differential equations in the 1920s, providing a robust framework for modeling and forecasting various economic variables. The development of the Autoregressive Moving Average (ARMA) model in the mid-20th century further expanded the toolkit of non-structural forecasting models for time series data. Subsequently, in 1955, the system of simultaneous equations was introduced for predicting inflation. In the late 1970s, criticism of the system of simultaneous equations by Lucas in 1976 led to a decline in prediction based on Keynesian structural models. In response to this criticism, two approaches emerged. The first approach aimed to improve the accuracy of the system of simultaneous equations by incorporating the hypothesis of rational expectations. The second approach focused on developing non-linear models to better capture the complexities of data. Later on, neural network models became a powerful tool in various scientific fields, including economics. These models are now commonly used to forecast key economic variables such as inflation, economic growth, stock index, taxes, etc. To improve the accuracy of these forecasts, a combination of methods is often employed. Showing a better forecasting performance, combined or hybrid models are generally more practical, economical, and useful than a single model.

3. Results and Discussion

In this study, individual linear and non-linear models were analyzed, followed by the analysis of the hybrid model. Economic theories were used in the case of ARDL and NARX. The method of each econometric model and artificial neural network were used to obtain coefficients and weights for the models. Concerning non-structural models, a Vanilla LSTM model was used. Finally, in the case of hybrid models, the research developed the ARDL-D-LSTM model by nonlinearly estimating the disturbance components of the ARDL-D. Applying the

Hodrick-Prescott filter in the linear estimation of ARDL was effective in capturing the unique characteristics of Iran's inflation, including the sudden and excessive shifts in the equilibrium point of the model. The stability of the coefficients in ARDL was assessed through the CUSUM and CUSUMSQ statistics. All time series used in the seasonal and monthly modeling were valid, and suitable conditions were met for fitting the models. After estimating and forecasting the monthly inflation through the RMSE criterion, the study evaluated the performance of ARDL-D, NARX, LSTM, and ARDL-D-LSTM models for short-term (3–6 months) and long-term (12–24 months) horizons. The NARX model showed good performance in short-term forecasting of Iran's monthly inflation, while the ARDL-D-LSTM model performed well in long-term forecasting.

4. Conclusion

Incorporating the theoretical foundations of the inflation variable is essential in accurately predicting the inflation rate. In this respect, four influential variables were included in the model: 1) growth of the volume of liquidity, 2) growth of the monthly exchange rate, 3) growth of government debt to the central bank, and 4) growth of gross domestic income.

The ARDL and NARX models, which were developed based on the selected variables, as well as ARDL-D-LSTM, demonstrated good performance in predicting inflation. For other economic indicators with high volatility, such as those related to the investment sector (e.g., stock market index, asset prices, and risk forecasting), the ARDL-D-LSTM model could potentially be used. Considering the various types of linear and non-linear models and optimization algorithms, there are still many high-performance hybrid methods that researchers can use to enhance the accuracy of economic forecasting. This opens up opportunities for future research in this field.

Keywords: Inflation Forecasting, Hybrid Models, ARDL, LSTM.

JEL Classification: C01 ،C02 ،C38 ،C45 ،C61.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۳

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۱۷۷-۲۰۸

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63376.1037

مقایسه الگوهای پیش‌بینی تورم در ایران: شواهد جدید از الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM

حامد عزیزی گنزق | دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

احمد جعفری صمیمی * | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

زهرا میلا علمی | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

امیرمنصور طهرانچیان | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

چکیده

پیش‌بینی تورم یکی از مهم‌ترین مسائل برای اقتصاد کشورها است. دولت‌ها و بانک‌های مرکزی برای اتخاذ تصمیمات و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی خود، شاخص‌های تورم را رصد می‌کنند. هدف از انجام این پژوهش مقایسه الگوهای ARDL، NARX، LSTM و ARDL-D-LSTM با یکدیگر و همچنین معرفی الگوی مناسب برای پیش‌بینی نرخ تورم ماهانه ایران در افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در این پژوهش با توجه به استفاده از الگوی ترکیبی، هر دو بعد خطی و غیرخطی پوشش داده می‌شود و بعد از برآورد نرخ تورم ماهانه ایران در بازه ۱۳۸۴/۱/۳۰ تا ۱۳۹۷/۵/۳۰ با استفاده از آزمایش این الگوها در بازه ۱۳۹۷/۶/۳۱ تا ۱۳۹۹/۶/۳۱ می‌توان نتیجه گرفت که الگوی NARX برای افق زمانی کوتاه‌مدت و الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM برای افق زمانی بلندمدت عملکرد خوبی را براساس معیار RMSE از خود نشان دادند.

واژگان کلیدی: پیش‌بینی‌تورم، الگوهای ترکیبی، ARDL، LSTM.

طبقه‌بندی JEL: C01، C02، C38، C45، C61.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه مازندران است.

* نویسنده مسئول: Jafarisa@umz.ac.ir

۱. مقدمه

محققان همواره در پی انتخاب الگویی با حداقل خطای ممکن هستند که از طریق آن پیش‌بینی درستی از آینده متغیرهای اقتصادی داشته باشند تا بتوانند مدیریت مناسبی را اعمال کنند. نرخ تورم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی به لحاظ ارزیابی عملکرد اقتصاد کلان از اهمیت بسزایی برخوردار است. روش‌های تحلیل داده در قالب دو بخش ساختاری[۱] و غیرساختاری[۲] تقسیم‌بندی می‌شوند (Peirano, et al., 2021). برای پیش‌بینی تورم الزاما نیازی نیست که همواره کله‌های پولی[۳] محوریت تحلیل‌های تورم قرار گیرد و می‌توان با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی[۴] و روش‌های آماری ناپارامتریک[۵] پیش‌بینی مناسب‌تری را انجام داد (Binner, et al., 2010).

در مقاله مک‌نایت و دیگران[۶] (۲۰۲۰) به دو رویکرد در مواجه با پیش‌بینی تورم پرداخته شده است؛ اولی مربوط به استفاده از تئوری‌های اقتصادی منحنی فیلیپس در مکتب نئوکینزین‌ها[۷] (NKPC) و دومی مربوط به استفاده از الگوهای غیرساختاری و خطی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته (ARIMA)[۸] است. با توجه به غیرخطی[۹] بودن شاخص‌های کلان اقتصادی به دلیل شوک‌های ایجاد شده از چرخه‌های اقتصادی بهتر است که این شاخص‌ها با الگوهای غیرخطی برآورد شوند (LeBaron, 1994). از این رو، پیش‌بینی‌های مبتنی بر فرض خطی بودن، هنگام الگوسازی سیاست‌های اقتصادی، پاسخ‌های کاملا دقیق ارائه نمی‌دهند. ارائه الگویی که ماهیت خطی و غیرخطی سری‌های زمانی را به تصویر بکشد، دغدغه‌ای است که در مطالعات مختلف به آن پرداخته شده است. در این پژوهش برای مقایسه در بخش الگوی خطی و ساختاری از ARDL[۱۰]، در

1. Theoretical
2. Non-Theoretical
3. Monetary Aggregates
4. Artificial Neural Network
5. Nonparametric
6. McKnight, S., et al.
7. New Keynesian Phillips Curve
8. Autoregressive Integrated Moving Average Models
9. Nonlinear
10. Autoregressive Distributed Lag

بخش الگوی غیرخطی و ساختاری از الگوی خود برازش برون‌زای غیرخطی (NARX)[1]، از الگوی حافظه کوتاه‌مدت طولانی[2] (LSTM) به‌عنوان الگوی غیرخطی و غیرساختاری و از الگوی ARDL-D-LSTM[3] به‌عنوان الگوی ترکیبی[4] استفاده شده است. در الگوی ترکیبی هر دو قسمت خطی و غیرخطی پوشش داده می‌شود و از جهتی پشتوانه نظری نرخ تورم را داراست. به عبارت دیگر، در این پژوهش از سایر متغیرهای اقتصاد کلان نیز استفاده خواهد شد. استفاده از الگوی ARDL در این پژوهش به این دلیل است که بتوان از متغیرهای اقتصادی در پیش‌بینی تورم نیز استفاده کرد. در واقع در این پژوهش تنها به روش‌های کمی در الگوهای سری زمانی توجه نشده، بلکه به مبانی نظری تورم و متغیرهای اقتصادی نیز توجه ویژه‌ای شده است.

نکته بسیار مهم در برآورد الگوها این است که از وقفه متغیرها استفاده می‌شود؛ یعنی ویژگی‌های استخراجی از فیلتر هدریک-پرسکات[5] به‌عنوان متغیر مجازی نیز با وقفه وارد الگو می‌شود. همچنین برای آزمایش داده‌ها بعد از برآورد به‌صورت پنجره متحرک[6] در نرم‌افزار[7] استفاده شده است (تمام ویژگی‌هایی که تا زمان t-1 موجود است) و پیش‌بینی‌ها به‌صورت یک گام رو به جلو برآورد می‌شوند.

سوالات اصلی این مقاله به این شرح است: ۱- آیا الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM نسبت به الگوهای انفرادی مدنظر برتری دارد؟ ۲- از میان الگوهای پیشنهادی کدام الگو عملکرد بهتری را در پیش‌بینی تورم از خود نشان می‌دهند؟

ساختار مقاله حاضر به این شرح است: در قسمت اول به مقدمه مقاله اشاره شد که معرفی اجمالی از پژوهش حاضر در کنار بیان مساله، هدف تحقیق، پرسش و فرضیات بود. در بخش دوم به پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش سوم ادبیات نظری پژوهش، در

1. Nonlinear Autoregressive Network with Exogenous Inputs
2. Long Short-Term Memory
3. Hybrid of ARDL and LSTM
4. Hybrid Models
5. Hodrick–Prescott Filter
6. Rolling Window

۷. نرم افزار پایتون (Phython).

بخش چهارم روش‌شناسی الگوهای پژوهش، در بخش پنجم برآورد الگو و تجزیه و تحلیل الگوها و در بخش ششم یا بخش آخر به بررسی نتایج و پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعات بسیاری در مقایسه الگوهای هوش مصنوعی[1] و اقتصاد سنجی در مواجه با تورم کشورهای در حال توسعه انجام شده است؛ در بررسی تورم ترکیه و با مقایسه دو الگوی ANN[2] و ARIMA اختلافی بین دو الگو وجود نداشت (Işığıçok, et al., 2020).

استیکو و وهی‌یودین[3] (۲۰۱۹) به بررسی تورم‌اندوزی پرداختند و با مقایسه دو الگوی ANN و ARIMA نشان دادند که الگوهای مبتنی بر هوش مصنوعی عملکرد بهتری را ارائه می‌دهند.

ژانگ[4] (۲۰۰۳) و خاشعی و بیجاری[5] (۲۰۱۱) در زمینه پیش‌بینی به ترکیب دو روش خطی و غیرخطی پرداخته و به برآورد الگوی ترکیبی ARIMA-ANN اقدام کردند و نشان دادند که الگوی ترکیبی عملکرد بهتری را از خود نشان می‌دهد.

با توجه به اهمیت الگوهای پیش‌بینی و با توجه به وسعت الگوها در جدول (۱) به جمع‌بندی مطالعات در زمینه الگوهای پیش‌بینی پرداخته شده است.

جدول ۱. جمع‌بندی مطالعات انجام شده در بخش الگوهای پیش‌بینی

پژوهش‌های داخلی		
نویسنده	توضیحات	نتیجه
پورکاظمی و دیگران (۱۳۹٤)	به بررسی عوامل تاثیرگذار بر تورم و طراحی یک سیستم هشدار شدید در اقتصاد ایران پرداخته‌اند.	پس از آن با استفاده از مبانی الگوریتم ژنتیک، متغیرهای اساسی اثرگذار بر تورم تعیین شد که در نتیجه هفت متغیر حجم نقدینگی، شاخص نرخ دستمزد، مخارج دولتی، تولید ناخالص داخلی، تورم با وقفه، شاخص قیمت جهانی نفت خام و نرخ سود بانکی به‌عنوان متغیرهای اساسی تاثیرگذار بر تورم تشخیص داده شدند.

1. Artificial Intelligence
2. Artificial Neural Networks
3. Estiko, F. & Wahyuddin, S.
4. Zhang, G.
5. Khashei, M. & Bijari, M.

ادامه جدول ۱.

پژوهش‌های داخلی		
نویسنده	توضیحات	نتیجه
محمدی و دیگران (۱۳۹۷)	با استفاده از الگوهای ARIMA، شبکه عصبی و همچنین ترکیب این دو الگو به پیش‌بینی حد بالا، حد پایین و قیمت پایانی انس طلا پرداختند.	با استفاده از روش دایبولد- ماریانو[1] به این نتیجه رسیدند الگوی ترکیبی ARIMA-ANN عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوهای انفرادی داشته است.
رئوفی و محمدی (۱۳۹۷)	به پیش‌بینی بازده بازار سهام تهران با استفاده از الگوی ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی فازی تطبیقی پرداختند.	با استفاده از آزمون MGN[2] نشان دادند که نویزگیری از متغیر و استفاده از الگوی ترکیبی، عملکرد بهتری را به همراه دارد.
ذوالفقاری و دیگران (۱۳۹۹)	به پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار با استفاده از دو متغیر مستقل نفت و طلا پرداختند. اتکای آن‌ها روی الگوهای آموزش ماشین[3] و یادگیری عمیق[4] بوده است و مهم‌ترین ویژگی این الگوها را عدم محدودیت به الگوهای معین عنوان می‌دارند.	نشان دادند که الگوهای ترکیبی در مقابل الگوهای انفرادی از عملکرد بهتری برخوردار بوده و الگوی ترکیبی RNN-LSTM-EGARCH به نسبت سایر الگوها عملکرد بالاتری را از خود نشان می‌دهد.
پژوهش‌های خارجی		
کومار و دیگران[5] (۲۰۱۲)	با استفاده از الگوهای ARIMA، ANN و الگوی ترکیبی ARIMA-ANN به پیش‌بینی بازده سهام نیویورک پرداختند.	الگوی ترکیبی عملکرد بهتری را نسبت به الگوهای فردی از خود نشان می‌دهد.
حنیف و مالیک[6] (۲۰۱۵)	پیش‌بینی تورم در کشور پاکستان با استفاده از مدل‌های VAR, ARDL, ARIMA, AR(1) صورت گرفت.	در این مطالعه نشان داده شده که مدل ARDL بهترین انتخاب بوده و تورم‌های میان‌مدت و بلندمدت بهتر است با این روش پیش‌بینی شود.

1. Diebold - Mariano

۲. آزمون مورگان-گرنجر-نیوبولد

3. Machine Learning
4. Deep Learning
5. Kumar, M., & Thenmozhi, M.
6. Hanif, M. N., & Malik, M. J.

ادامه جدول ۱.

پژوهش‌های خارجی		
نویسنده	توضیحات	نتیجه
بایبوزا[6] (۲۰۱۸)	با الگوی یادگیری ماشین و الگوریتم‌های جنگل‌های تصادفی[1]، متد LASSO[2]، ریج[3]، شبکه الاستیک[4] و مدل‌های بوستینگ[5] استفاده کرده و تورم روسیه را پیش‌بینی کردند.	الگوریتم بوستینگ و جنگل‌های تصادفی به‌مراتب از سایر روش‌ها، عملکرد بهتری را از خود نشان می‌دهد.
بائو و می[7] (۲۰۱۹)	شاخص سهام ویتنام را با استفاده از الگوهای ترکیبی ARIMA-ANN پیش‌بینی کردند.	مدل‌های ترکیبی پیش‌بینی دقیق‌تری در مقایسه با مدل‌های شبکه عصبی و اتورگرسیو میانگین متحرک به‌طور مجزا ارائه می‌دهند.
پیرانو و دیگران[13] (۲۰۲۱)	این مطالعه پیشنهاد می‌کند نرخ تورم در پنج اقتصاد نوظهور آمریکای لاتین براساس رویکرد SARIMA[8] همراه با LSTM[9] پیش‌بینی شود. پیش‌بینی‌های مبتنی بر سیستم‌های استنتاج فازی (FIS)[10]، شبکه‌های عصبی مصنوعی (ANFIS[11]، SARIMA و ANN[12]) به‌عنوان معیارهایی برای مقایسه عملکرد الگوی ترکیبی SARIMA-LSTM اتخاذ می‌شود. SARIMA-LSTM ترکیبی جنبه‌های خطی سری زمانی و جنبه‌های غیرخطی را داراست.	الگوی پیشنهادی مبتنی بر ترکیب SARIMA و LSTM، دقت بالاتری در پیش‌بینی تورم را داراست.

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Random forests
2. Least Absolute Shrinkage and Selection Operator
3. Ridge regression
4. Elastic net
5. Boosting
6. Baybuza, I.
7. Bao, T. Q. & My, B. T. T.
8. Seasonal ARIMA
9. Long Short-Term Memory
10. Fuzzy Inference System
11. Adaptive Neuro-Fuzzy Inference System
12. Artificial Neural Network
13. Peirano, R., et al.

همان‌طور که در مطالعات پیشین نیز اشاره شد بیشتر پژوهش‌ها معطوف به ترکیب الگوهای ARIMA با الگوهای غیرخطی هوش‌مصنوعی بوده است، اما در این پژوهش در الگوی ترکیبی در بخش خطی از یک الگوی ساختاری خطی (ARDL) و در بخش غیرخطی نیز از الگوی غیرخطی (LSTM)، استفاده شده است.

۳. ادبیات موضوع

تورم عبارت است از رشد شاخص قیمت‌ها. از آنجا که شاخص قیمت‌ها گروه وسیعی از کالاها را شامل می‌شود در محاسبه تورم، نخست متوسط تغییر قیمت کالاها در کل اقتصاد مورد نظر است و دوم، رشد قیمت هر کالا با یک وزن مناسب در محاسبه رشد شاخص مذکور لحاظ می‌شود. پس تورم رشد مستمر و همه‌گیر قیمت کالاها و خدمات است؛ یعنی در صورتی به افزایش قیمت‌ها تورم اطلاق می‌شود که این افزایش مربوط به همه کالا یا اکثر آن‌ها باشد و مستمر (یک‌دفعه و مقطعی نبوده) باشد. ماهیت تورم یک ماهیت پویا بوده، اما افزایش یک‌دفعه‌ای قیمت‌ها ماهیت ایستا است (Romer, 2018)، در تعاریف دیگر از تورم به افزایش متوسط کالاها و خدمات برحسب پول اشاره شده است و پی بردن به رفتار تورم را منوط بر تحلیل بازار پول عنوان می‌دارند.

طبق نظر کلاسیک‌ها و مکتب پولیون، تورم از طریق جاذبه تقاضا[1] و بر اثر رشد پول اسمی ایجاد می‌شود. در این نگرش تورم فقط از طریق حجم پول در جریان و افزایش تقاضا ایجاد می‌شود. فریدمن[2] تورم را یک پدیده پولی عنوان می‌دارد. وی برای ادعای خود از روش تجربه متقابل[3] استفاده کرد و نشان داد که افزایش انباره پول دلیل تورم بوده است. همچنین سیاست مالی اگر از طریق پولی کردن کسری بودجه توسط بانک مرکزی تامین شود به‌تناسب افزایش حجم پول موجب تورم می‌شود. برخی نظرات در مورد تورم مربوط به هزینه‌های تولید یا به اصطلاح تورم مبتنی بر فشار هزینه[4] است؛ افزایش قیمت

1. Demand Pull Inflation
2. Friedman, M.
3. Counter Factual Approach
4. Cost Push Inflation

نهاده‌ها به‌صورت افزایش هزینه تولید از طریق انتقال منحنی عرضه کل به سمت بالا و چپ موجب تورم (رکود تورمی[1]) می‌شود.

ساختارگرایان[2] در عین حال که نقش پول در تورم را می‌پذیرند برای فشار هزینه‌ها و تشکیل تورم نیز نقش قائل بوده و معتقدند برای شناخت صحیح تورم باید به عوامل ساختاری و نهادی هم توجه شود و تعامل این عوامل با عوامل پولی و هزینه‌ای را نیز در نظر گرفت. از دید ساختارگرایان تورم نتیجه تضاد توزیعی[3] است. عمده طرفداران نظریه مقداری پول[4] و پولیون جدید با فرض برون‌زا بودن، پول را علت تورم دانسته و جریان علیت را از پول به تورم مطرح کردند؛ عده‌ای مخالف برون‌زا بودن پول بوده و رابطه علت و معلول بودن پول و تورم را نامشخص می‌دانند، اما فریدمن و شوارتز[5] اذعان می‌کنند که پول فعال و برون‌زاست، در شرایط رونق اقتصادی قیمت‌ها رو به افزایش است و سود انتظاری و آینده بازار کسب‌وکار ارتقا پیدا کرده است، بانک‌ها به پرداخت وام مشغول بوده و بانک مرکزی نیز ذخایر را تامین می‌کند که موجب افزایش پول پرقدرت می‌شود؛ یعنی پول به‌صورت منفعل نسبت به مقتضیات اقتصاد از جمله تورم عکس‌العمل نشان می‌دهد (شاکری، ۱۳۸۹).

طبق مبانی نظری مطرح شده از رشد ماهانه بدهی دولت به بانک مرکزی (طبق مبانی نظری مربوط به فشار جاذبه سمت تقاضا و نظریه مقداری پول)، رشد نرخ ارز (طبق نظریه فشار هزینه[6] و تورم انتظاری[7])، رشد حجم نقدینگی ماهانه (طبق مبانی نظری مربوط به فشار جذب سمت تقاضا و نظریه مقداری پول)، وقفه‌های تورم (طبق نظریه تورم انتظاری) و رشد درآمد ناخالص داخلی (طبق نظریه فشار هزینه) به‌عنوان متغیرهای توضیحی استفاده می‌شود.

---

1. Stagflation
2. Structural and Institutional Factors
3. Distributional Conflicts
4. Quantity Theory of Money
5. Schwartz, A.
6. Cost Push Inflation
7. Expected inflation

در این پژوهش، علاوه بر توجه به مبانی نظری مربوط به سری‌های زمانی از تئوری‌های اقتصاد کلان برای پیش‌بینی تورم استفاده می‌شود که باعث بنیادی بودن پیش‌بینی الگوهای این مقاله نیز خواهد شد.

۳-۱. الگوهای پیش‌بینی در اقتصادسنجی

در ادبیات اقتصادسنجی نخستین رهیافتی که برای پیش‌بینی نرخ تورم مورد استفاده قرار گرفت، الگوهای غیرساختاری است که در قالب معادلات تفاضلی خطی ساده در دهه ۱۹۲۰ ارائه شد. این الگوها چهارچوب قوی مناسبی برای مدل‌سازی و پیش‌بینی گسترده و وسیع از متغیرهای اقتصادی را فراهم آوردند؛ به‌این‌ترتیب نسل جدیدی از مدل‌های سری زمانی به نام ARMA[1] به دایره الگوهای غیرساختاری پیش‌بینی اضافه شد. بعد از آن برای پیش‌بینی تورم از سیستم معادلات همزمان[2] در سال ۱۹۵۵ استفاده شد (Klein & Goldberger, 1955). در اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی با نقد لوکاس[3] در سال ۱۹۷۶ بر سیستم معادلات همزمان، پیش‌بینی مبتنی بر الگوهای ساختاری کینزی تضعیف و رو به افول نهاد (Lucas, 1976). در پاسخ به انتقاد وارده بر الگوهای ساختاری، دو نگرش پدیدار شد؛ در واکنش اول تلاش شد سیستم معادلات هم‌زمان را به نحوی ارتقا داد که دقت پیش‌بینی آن ارتقا یابد؛ به این صورت که تلاش شد تا فرضیه انتظارات عقلایی[4] را وارد سیستم معادلات همزمان کنند و در واکنش دوم توسعه الگوهای غیرخطی هدف قرار گرفت. همچنین در سال ۱۹۸۰ توسعه گسترده الگوهای اقتصادسنجی به الگوهای VAR منتهی شد؛ این الگوها عموما به‌عنوان جایگزین سیستم معادلات همزمان معرفی می‌شدند (آقایان و دیگران، ۱۳۹۷).

در بسیاری از الگوهای اقتصاد کلان تاثیر سیاست‌های اقتصادی با تاخیرهای قابل توجهی همراه هستند؛ به عنوان مثال، سیاست‌های پولی انبساطی بر نرخ تورم با تاخیر ظاهر می‌شود. در اقتصادسنجی الگوهایی که برای بررسی اثرات تاخیری ارائه می‌شوند، معروف به الگوهای ARDL هستند (Pesaran & Shin, 1995).

1. Autoregressive Moving Average
2. Simultaneous Equations models
3. Lucas Critique
4. Rational Expectations

۳-۲. الگوهای پیش‌بینی در هوش مصنوعی

مک‌کولوچ و پیتس[1] (۱۹۴۳) و روزنبلات[2] (۱۹۵۸) اولین بار ساختار سیستم شبکه عصبی مصنوعی را که برگرفته از عملکرد سیستم عصبی بدن است، معرفی کردند. شبکه عصبی مصنوعی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی رویکردی جدیدی به شمار می‌رود، اما شواهد مختلف بسیاری از کارایی قابل قبول آن حکایت دارد. در واقع بعد از شکل‌گیری و تکامل این الگوها، شبکه‌های عصبی به‌عنوان ابزاری قدرتمند در خدمت سایر علوم از جمله علم اقتصاد درآمدند و هم اکنون از این الگوها در زمینه پیش‌بینی متغیرهای اساسی اقتصاد از جمله تورم، رشد اقتصادی، شاخص کل سهام بورس، مالیات و... استفاده می‌شود.

الگوهای مربوط به حوزه هوش مصنوعی با استفاده از بهینه‌یابی روی وزن‌دهی متغیرها و با استفاده از الگوهای شبکه عصبی که براساس محاسبات روی داده‌های عددی قادر هستند قوانین کلی را فراگیرند، به همین دلیل توانایی خارق‌العاده‌ای در تبیین و پیش‌بینی سری‌های زمانی را دارا هستند و هرچه داده‌های وسیع‌تر و بیشتری از متغیرها موجود باشد، کارایی این الگو نیز بیشتر می‌شود. برخی از انواع الگوهای شبکه عصبی مصنوعی علاوه به بهینه‌یابی اوزان داده‌های ورودی می‌توانند مشکل شکست‌های ساختاری را حل کنند (Vapnik, 2013). با توجه به ماهیت غیرخطی روابط بین ویژگی‌های اقتصاد کلان و تورم، علاقه به استفاده از الگوهای غیرخطی افزایش یافته است و الگوهایی که از شبکه‌های عصبی مصنوعی ساخته شده‌اند به دلیل سازگاری، غیرخطی و فارغ بودن از انواع توزیع‌های آماری (ناپارامتریک بودن) مورد استقبال قرار گرفته‌اند (Šestanović & Arnerić, 2021; Xu, et al., 2019).

الگوی NARX، شبکه‌های عصبی با تاخیر زمانی نام دارند که به‌راحتی می‌توان آن‌ها را به شبکه‌های عصبی بازگشتی ساده با برگشت دادن خروجی‌های نرون‌های لایه پنهان و خروجی به لایه ورودی تبدیل کرد (Bengio, et al., 1994). این‌گونه شبکه‌ها معمولا به‌وسیله الگوریتم‌های پس انتشار خطا براساس گرادیان کاهشی[3] آموزش می‌بینند، اما آموزش این شبکه‌ها، هنگامی‌که وابستگی‌های بلندمدت زمانی بین ورودی‌ها و

1. McCulloch,W. & Pitts,W.
2. Rosenblatt, F.
3. Gradient Descent

خروجی‌های وجود دارد، بسیار مشکل است (Lin, et al., 1998). بردار ورودی این شبکه‌ها دارای دو خط تاخیر زمانی است: ۱- تاخیر زمانی برای تمام ورودی‌ها، ۲- تاخیر زمانی برای خروجی‌های شبکه (Leontaritis & Billings, 1985).

الگوهای LSTM دارای گره‌های بازگشتی هستند؛ یعنی ویژگی‌های استخراج شده از وقفه‌های خیلی دور از طریق نرون‌های قبلی به‌عنوان بخشی از داده‌های ورودی به شبکه مخابره می‌شود؛ با این اقدام، مشکلاتی که شبکه‌های عصبی بازگشتی در داده‌های آموزش، تایید و آزمایش با آن مواجه بودند، رفع می‌شود (Greff, et al., 2016). الگوهای LSTM به‌عنوان الگوهای کارا و قابل مقایسه و برای حل مشکل یادگیری سیستم و همچنین حل مشکل وقفه‌های دور که در الگوها، عموما ضریب پایین‌تری دریافت می‌کنند، ساخته شدند.

شواهد نشان می‌دهد که در شبکه عصبی بازگشتی ساده دچار تورش در نقطه بهینه گرادیان و همچنین به میزان زیادی دچار مشکل، توجه بیشتر به داده‌های آموزش[1] می‌شود که LSTM کمتر دچار این مشکلات است. رنج اطلاعاتی[2] که شبکه عصبی بازگشتی در عمل با آن مواجه می‌شود در LSTM محدود است، چون تاثیر یک ورودی داده شده روی لایه‌های مخفی و در نتیجه روی خروجی شبکه، ده‌ها برابر یا به‌صورت توانی در چرخه‌های بازگشتی شبکه افزایش می‌یابد (Hochreiter.S, 1991; Hochreiter, et al., 2001).

در این پژوهش از محبوب‌ترین الگوی LSTM (Vanilla) استفاده شده است که به‌وسیله آن می‌توان تغییرات اجزای معماری شبکه را به‌خوبی مشخص و آثار مختلف آن را مقایسه کرد؛ این الگو اولین بار توسط گریوز و اشمیتهابر[3] در سال ۲۰۰۵ ارائه شد.

۳-۳. الگوهای پیش‌بینی ترکیبی

آگاهی از خصوصیات و تبیین صحیح رفتار سری‌های زمانی کار بسیار پیچیده و دشواری است و برای افزایش عملکرد پیش‌بینی ناگزیر باید از روش‌های ترکیبی استفاده کرد.

---

1. Overfit
2. Turture Data
3. Graves, A. & Schmidhuber, J.

الگوهای ترکیبی؛ عملی، اقتصادی و مفید هستند و بدون شک عملکرد بهتری نسبت به الگوهای انفرادی دارند (Clemen, 1989; Timmermann, 2006). اگر مجموع اوزان مربوط به پیش‌بینی الگوی ترکیبی برابر یک فرض شود در آن صورت دو ترکیب وزن به ترتیب w و (w-۱) برای الگوهای اول و دوم برقرار است که خطای الگوی ترکیبی طبق رابطه (۱) است:

$$e^c = y - w\hat{y}_1 - (1-w)\hat{y}_2 \qquad (۱)$$

که به شکل کلی به‌صورت رابطه (۲) است:

$$e^c = we_1 - (1-w)e_2 \qquad (۲)$$

درنتیجه واریانس خطای الگوی ترکیبی به صورت رابطه (۳) خواهد بود.

$$\sigma_c^2(w) = w^2\sigma_1^2 - (1-w)\sigma_2^2 + 2w(1-w)\sigma_{12} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) واریانس خطاها به ترتیب σ_1^2 ، σ_2^2 و σ_{12} کوواریانس بین خطاها است. برای کمینه کردن میزان واریانس طبق فرض می‌توان میانگین مربع خطا را کمینه کرد و با مشتق گرفتن از رابطه (۳) نسبت به w و برابر صفر قرار دادن آن، اوزان بهینه را به دست آورد (رابطه (۴)و (۵)):

$$w^* = \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}} \qquad (۴)$$

$$1 - w^* = \frac{\sigma_1^2 - \sigma_{12}}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}} \qquad (۵)$$

طبق رابطه‌های (۴) و (۵) می‌توان گفت که وزن بیشتر به الگویی اختصاص دارد که پیش‌بینی دقیق‌تری را داراست. بنابراین، الگوهای ترکیبی می‌تواند نتایج خوبی را داشته باشد. این در حالی است که افزایش ترکیب الگوها به تعداد سه و بالاتر موجب پیچیدگی

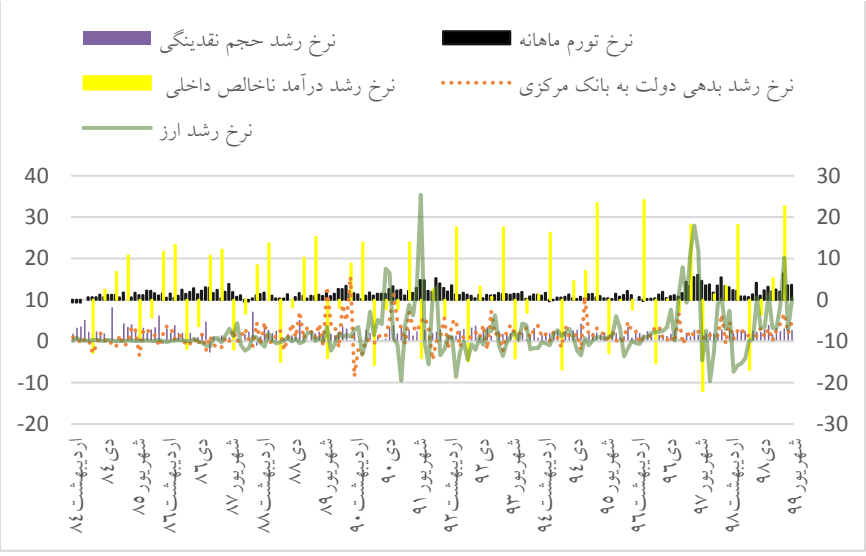
مساله بالا شده و لزوما می‌تواند موجب افزایش دقت الگو نشود (Babu & Reddy, 2015).

با توجه به پویایی و استفاده از متغیرهای برون‌زا در الگوی خطی ARDL و همچنین ویژگی‌های منحصربه‌فرد الگوی LSTM در برآورد غیرخطی و به دلیل کاراتر بودن الگوهای ترکیبی در پیش‌بینی سری‌های زمانی، این مقاله از هر سه‌نقطه قوت استفاده کرده و الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM ارائه می‌دهد.

٤. پایه‌های آماری و روش‌شناسی الگوها

بعد از بررسی نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی، موارد مربوط به نرخ تورم ماهانه مصرف‌کنندگان، نرخ رشد حجم نقدینگی ماهانه، نرخ رشد قیمت ارز ماهانه، نرخ رشد بدهی دولت به بانک مرکزی ماهانه و رشد درآمد ناخالص داخلی در بازه فروردین ۱۳۸۴ تا شهریور ۱۳۹۹ به‌دست آمد که در نمودار (۱) به بررسی آن پرداخته شده است. همچنین بعد از الگوسازی برای به دست آوردن نتایج پژوهش از آن‌ها استفاده شده است.

نمودار ۱. نرخ تورم ماهانه، نرخ رشد حجم نقدینگی ماهانه، نرخ رشد ارز ماهانه، نرخ رشد بدهی دولت به بانک مرکزی ماهانه و رشد درآمد ناخالص داخلی به درصد



ماخذ: نماگرهای بانک مرکزی

٤-١. الگوی ARDL-D

روش ARDL-D توسط پسران و شین[1] (۱۹۹۵) و پسران و دیگران[2] (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد وقفه‌های توزیعی خودرگرسیونی معرفی شد که فرم متغیرهای وقفه به صورت رابطه (۶) است (عباسی‌نژاد و گودرزی، ۱۳۹۲).

$$Y_t=\frac{\mu}{1-\gamma_1-\gamma_2-\ldots-\gamma_p}+\sum_{i=0}^{\infty}\beta_j X_{t-j}+\sum_{i=0}^{\infty}\theta_j u_{t-j} \qquad (۶)$$

همچنین الگوی ARDL (1,1) مشابه الگو به وقفه‌های توزیعی نامحدود است که وقفه عقلایی[3] نامیده می‌شود (Jorgenson, 1996).

شکل کلی الگوی ARDL در نظر گرفته شده در این پژوهش به‌صورت رابطه (۷) است.

$$\begin{aligned} inf_t= c+\sum_{j=1}^{p}\gamma_j inf_{t-j}+\sum_{j=1}^{q}\beta_j rm_{t-j}+\sum_{j=1}^{m}\mu_j rex_{t-j}+\sum_{j=1}^{n}\theta_j rdeb_{t-j} \\ +\sum_{i=1}^{n}\theta_j rgdp_{t-j}+\varsigma_1 D_{t-1}^{+}+\varsigma_2 D_{t-1}^{-}+u_t \end{aligned} \qquad (۷)$$

متغیرهای رابطه (۷) عبارتند از: inf_t نرخ تورم ماهانه در زمان t، inf_{t-j} وقفه نرخ تورم ماهانه (انتظارات تورمی)، rm_{t-j} وقفه‌های رشد حجم نقدینگی ماهانه، rex_{t-j} وقفه‌های رشد نرخ ارز ماهانه، $rdeb_{t-j}$ وقفه‌های رشد بدهی دولت به بانک مرکزی، $rgdp_{t-j}$ رشد درآمد ناخالص داخلی، D_{t-1}^{+} متغیر مجازی به‌دست آمده از فیلتر هدریک- پرسکات[4] مربوط به پرش‌های مثبت بیش از میانگین در پرش از نقطه تعادل در وقفه دوره t-1، D_{t-1}^{-}

1. Pesaran, M. H. & Shin, Y.
2. Pesaran, H. M. et al.
3. Rational Lag Model
4. Hodrick-Prescott (HP) filter

متغیر مجازی به‌دست آمده از فیلتر هدریک- پرسکات مربوط به پرش‌های منفی بیش از میانگین در پرش از نقطه تعادل در وقفه دوره t-1.

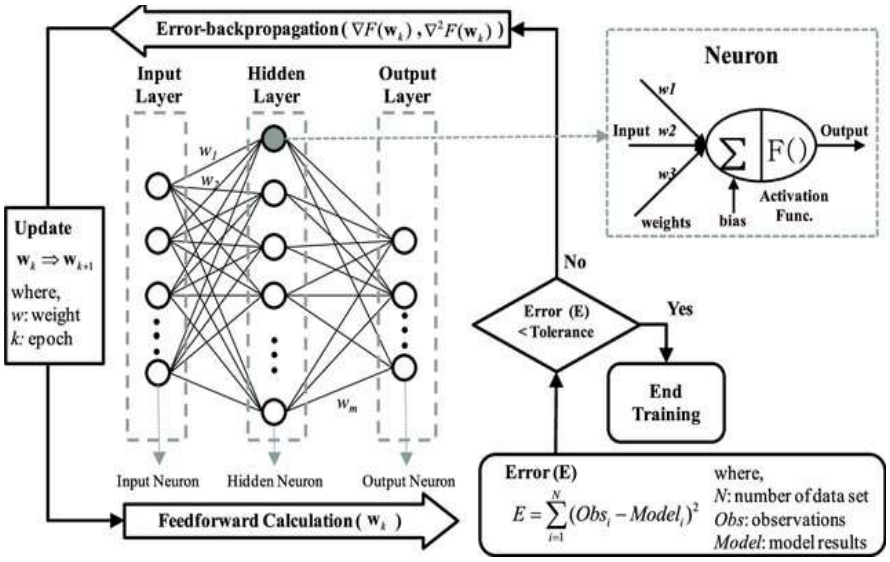
٤-٢. الگوی NARX

الگوی NARX، جزء دسته سیستم‌های غیرخطی ناپیوسته زمانی است که به‌صورت ریاضی به‌صورت رابطه (۸) نمایش داده می‌شود (Hornik, 1993).

$$inf_t = f[(inf_{t-1},...,inf_{t-j}); (rm_{t-1},...,rm_{t-j}), (rex_{t-1}, \dots, rex_{t-j}), (rdeb_{t-1}, \dots, rdeb_{t-j}), (rdeb_{t-1}, \dots, rdeb_{t-j}), (rgdp_{t-1}, \dots, rgdp_{t-j})] \quad (۸)$$

معماری یک شبکه عصبی پیش‌خور و پس‌خور در قالب الگوی شبکه عصبی به صورت شکل (۱) قابل ارائه است.

شکل ۱. معماری الگوی پیش‌خور و پس‌خور در شبکه عصبی مصنوعی

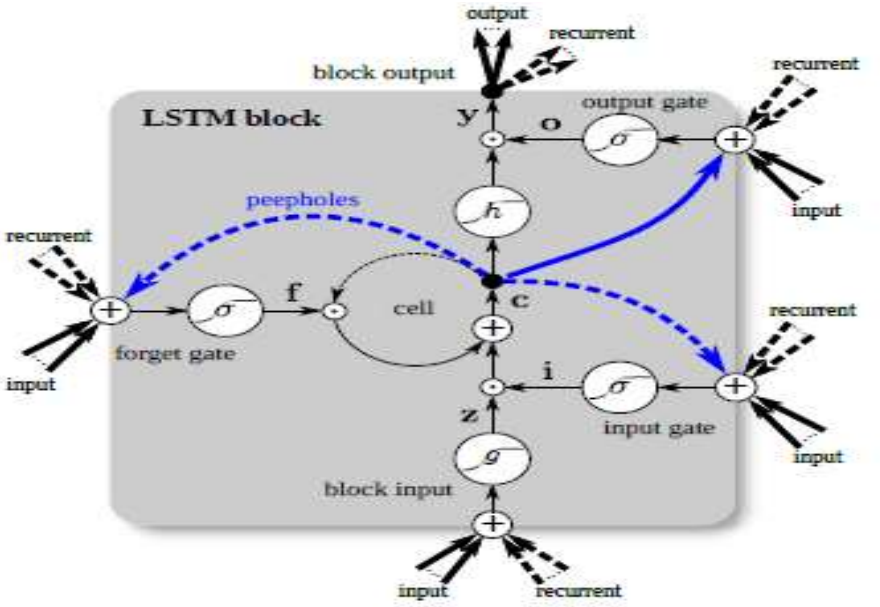


ماخذ: Kim & Seo, 2015

٤-۳. الگوی روش شبکه عصبی مصنوعی بازگشتی عمیق LSTM

ساختار شبکه عصبی مصنوعی بازگشتی عمیق از نوع LSTM وانیلا[1] در شکل (۲) نشان داده شده است.

شکل ۲. معماری الگوی LSTM وانیلا



ماخذ: Greff, et al., 2016

برخلاف الگوهای شبکه عصبی بازگشتی که ساختار ساده‌ای دارند الگوی LSTM دارای ساختار پیچیده‌تر و دارای بلوک‌های متفاوتی است که ورود و خروج داده‌ها به نوعی که در شکل (۲) و رابطه (۹) نشان داده شده است قابل تبیین است:

$$\begin{cases} \text{Block input unit: } z^t = g(W_z X^t + R_z Y^{t-1} + b_z) \\ \text{Input gate unit: } i^t = \sigma(W_i X^t + R_i Y^{t-1} + b_i) \\ \text{Forget gate unit: } f^t = \sigma(W_f X^t + R_f Y^{t-1} + b_f) \\ \text{Cell state unit: } c^t = i^t \odot z^t + f^t \odot c^{t-1} \\ \text{Output gate unit: } o^t = \sigma(W_O X^t + R_O Y^{t-1} + b_O) \\ \text{Block output unit: } Y^t = (o^t \odot h(c^t)) \end{cases} \qquad (۹)$$

1. Vanilla

متغیرها در رابطه (۹) به این شرح است: g،σ، h زیگموید لجستیک است، W ماتریس‌های اوزان ورودی، x گام ورودی جاری، R ماتریس‌های اوزان از خروجی گام قبلی، b بردارهای بایاس، i پارامترهای گیت ورودی، Θ ضرب نقطه‌ای دو بردار، f پارامترهای گیت فراموشی، c^{t-1} وضعیت سلول از گام قبلی، o پارامترهای گیت خروجی و c پارامتر وضعیت سلول است.

٤-٤. الگوی ARDL-D-LSTM

همانند آن چیزی که در الگوهای ترکیبی ARIMA-ANN به روش ژانگ[1] (۲۰۰۳) مطرح است، ابتدا قسمت خطی بر اساس الگوی ARDL به صورت رابطه (۱۰) برآورد می‌شود.

$$(\inf_t)_L = c + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \inf_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j rm_{t-j} + u_t \qquad (۱۰)$$

حال اگر اختلاف حاصل از تفاضل داده‌های اصلی از پیش‌بینی خطی محاسبه شود، می‌توان آن را به روش غیرخطی LSTM برآورد کرد (رابطه‌های (۱۱) و (۱۲)).

$$u_t = \inf_t - (\inf_t)_L \qquad (۱۱)$$

$$(\inf_t)_N = f(u_t, u_{t-1}, \dots, u_{t-A}) + \gamma_t \qquad (۱۲)$$

همان‌طور که در رابطه‌های (۱۱) و (۱۲) نشان داده شده است در این روش اجزای اخلال الگوی خطی ARDL-D به روش غیرخطی LSTM برآورد می‌شود و بعد از آن طبق رابطه (۱۳) به مقدار پیش‌بینی شده در قسمت خطی اضافه خواهد شد و درنهایت طبق رابطه (۱۴) خطای الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM به دست می‌آید که می‌توان با استفاده از شاخص RMSE[2] عملکرد آن را مورد سنجش قرار داد.

---

1. Zhang, G.

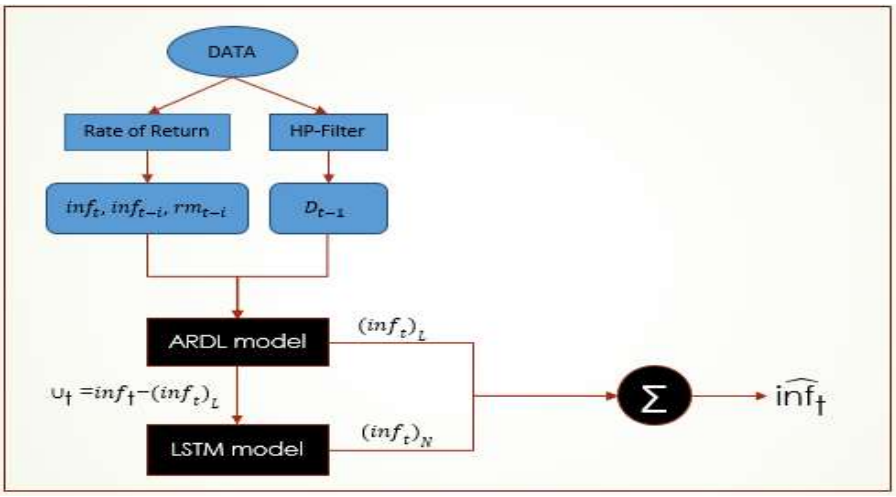
2. Root Mean Square Error $=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y}_i)^2}{n}}$

$$\widehat{inf_t}=(\widehat{inf_t})_L+(\widehat{inf_t})_N \quad (۱۳)$$

$$e=inf_t-\widehat{inf_t} \quad (۱۴)$$

معماری این الگو در شکل (۳) نشان داده شده است.

شکل ۳. معماری الگوی ARDL-D-LSTM



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. برآورد الگوها

در این قسمت به برآورد و تجزیه و تحلیل الگوها پرداخته می‌شود. در ابتدا الگوهای انفرادی خطی و غیرخطی و سپس به الگوی ترکیبی پرداخته خواهد شد.

۵-۱. تجزیه و تحلیل ARDL-D

در جدول (۲) حاصل تخمین الگوی ARDL-D آورده شده است که روش انتخاب الگو به‌وسیله معیار آکائیک[1] (تعداد داده‌ها ۱۵۴ ماه) بوده است[2]. برآورد تخمین از آبان ۱۳۸۴

1. Akaike criterion

۲. قبل از برآورد الگوی ARDL باید وضعیت مانایی متغیرهای توضیحی و وابسته الگو را مورد بررسی قرار داد؛ آزمون ریشه واحد روی نرخ تورم به‌عنوان متغیر وابسته، رشد حجم نقدینگی، رشد نرخ ارز، رشد بدهی دولت به بانک

تا مرداد ۱۳۹۷ بوده است که از شهریور ۱۳۹۷ تا شهریور ۱۳۹۹ نیز جز داده‌های آزمایش این پژوهش در تمام الگوها در نظر گرفته شده است. الگو به‌صورت خودکار برآورد شده و طبق آماره آکائیک بهترین برآورد ARDL(6,6,4,1)[1] است.

جدول ۲. جدول برآورد الگوی ARDL و آماره‌های آن

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آزمون(t)	احتمال
inf(-1)	۰/۴۱	۰/۰۶	۶/۸۷	۰۰
inf(-6)	۰/۲۶	۰/۰۶	۴/۳	۰۰
rm(-2)	-۰/۰۷۵	۰/۰۴	-۲/۰	۰/۰۵
rm(-4)	-۰/۰۸۴	۰/۰۳۷	-۲/۲۴	۰/۰۲
rm(-6)	۰/۰۹	۰/۰۳۷	۲/۴۷	۰/۰۱
rex(-1)	۰/۰۶۶	۰/۰۱۲	۵/۴	۰۰
rex(-4)	۰/۰۵	۰/۰۱	۳/۹۸	۰۰
D^+	-۰/۵۵	۰/۱۶	-۳/۳	۰۰
C	۰/۵۴	۰/۱۷	۳/۰۴	۰/۰۰۲
R-squared	۰/۶۱	Akaike info criterion		۲/۱
Adjusted R-squared	۰/۶۰	Schwarz criterion		۲/۳
Log likelihood	-۱۵۴	Hannan-Quinn criter.		۲/۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در الگوی ARDL-D از نرخ رشد ارز و نرخ رشد درآمد ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای بخش عرضه و از نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد بدهی دولت به بانک مرکزی به عنوان متغیرهای بخش تقاضا استفاده شد. بعد از برآورد اثرات کوتاه‌مدت متغیرهای مستقل الگو بر نرخ تورم، معنادار بودن ضرایب هر یک از متغیرهای الگو بررسی شد.

مرکزی و رشد درآمد ناخالص داخلی به‌عنوان متغیرهای توضیحی انجام شده است. متغیرها در تمام سطوح احتمالی و تمام حالت‌های با عرض از مبدا، با عرض از مبدا و روند، بدون عرض از مبدا و روند مانا هستند؛ یعنی شرایط برآورد الگوی ARDL که I(0) یا حداکثر I(1) بودن متغیرهای الگو فراهم است.

۱. آزمون جارک- برا (Jarque-Bera Test) یا آزمون نرمال بودن برابر با ۳/۹ با سطح احتمال ۰/۱۴ بوده که نشان از نرمال بودن اجزای اخلال است.

همانطور که در جدول (۲) نیز مشخص است برخی متغیرها با حفظ ساختار الگو از آن خارج شدند. همچنین با توجه به اثرگذاری معنادار وقفه‌های نرخ تورم، نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد ارز بر تورم ماهانه ایران می‌توان گفت که نظریات تورم انتظاری، تورم جاذبه تقاضا و فشار هزینه ویژگی‌های مناسبی از رفتار تورمی کشور را مخابره می‌کنند که برای افزایش صحت پیش‌بینی نرخ تورم می‌توان از آن‌ها استفاده کرد. همچنین متغیر مجازی در پرش‌های بیش از اندازه و مثبت دارای آماره t معنی‌دار بوده و می‌تواند الگو را در تفسیر مناسب‌تر هدایت کند. خوبی برازش الگو نیز تقریبا ۶۰ درصد است که مقدار قابل قبولی تلقی می‌شود[۱].

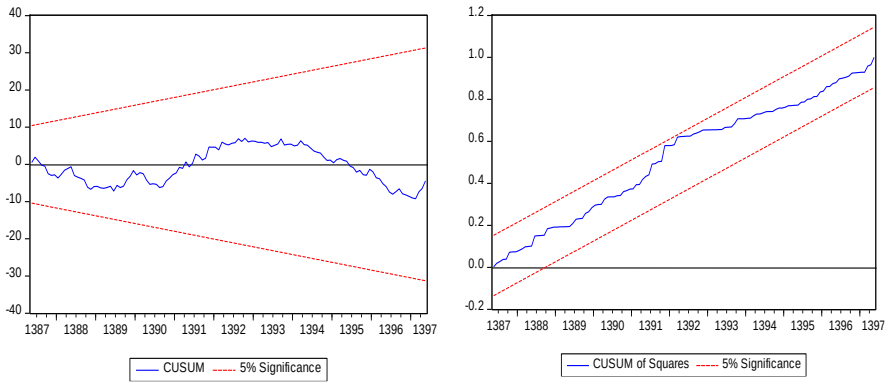
در تحلیل آماره CUSUM اگر این شاخص از خط صفر خیلی دور باشد، دلیلی بر عدم وجود پایداری ساختاری در الگو است که این آزمون توسط براون و دیگران[۲] در سال (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است. اگر CUSUM خط $\mp 0.948\left[\sqrt{T-k}+\frac{2(\Gamma-k)}{\sqrt{T-k}}\right]$ را قطع کند، پایداری الگو در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد می‌شود (Granger & Terasvirta, 1993; Krämer, et al., 1988; Krämer & Sonnberger, 1986). طبق $CUSUM_{\Gamma}$ و $CUSUM_{SQ}$ و با توجه به اینکه خطوط ناپایداری قطع نشده است، می‌توان گفت که الگو به‌صورت پایدار برآورد شده است. در نمودار (۱) به این موضوع پرداخته شده است.

---

۱. اجزای اخلال دارای توزیع نرمال بوده و برآورد الگو با استفاده از حداقل مربعات معمولی شرایط بهترین تخمین زن خطی و بدون تورش (BLUE) را داراست و با توجه به آزمون بروش-گادفری (Brush-Godfrey) می‌توان گفت که این الگو عدم خودهمبستگی سریالی را داراست: در رابطه با شناسایی مشکل ناهمسانی نیز در این الگو از آزمون ARCH استفاده شده است که با توجه به بیشتر از سطح احتمال ۵ درصد بودن برای آماره آن می‌توان گفت که الگو ناهمسانی ندارد.

2. Brown, R. L., et al.

نمودار ۱. $CUSUM_{۲}$ و $CUSUM_{SQ}$ در الگوی ARDL



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. تجزیه و تحلیل NARX، LSTM و ARDL-D-LSTM

با استفاده از آزمون BDS[1] می‌توان نشان داد که رفتار اجزای اخلال باقی‌مانده در الگو به‌صورت غیرخطی قابل تبیین است[2]. همچنین نرمال‌سازی داده‌های ورودی به الگوی LSTM به روش Rescaling[3] انجام شده که ساده‌ترین روش برای تغییر بازه عددی مقادیر یک مجموعه به [۰, ۱] یا [-۱, ۱] است[4]. با توجه به حجم مقاله نتایج این سه الگو در جدول (۳) به طور خلاصه ارائه شده است.

1. Brock-Dechert-Scheinkman Test

۲. طبق آزمون به عمل آمده، نرخ تورم ماهانه ایران در ۲ تا ۶ بعد دارای رفتار معنادار است و سطح احتمال آزمون BDS برای این ابعاد تقریبا صفر به‌دست آمد. همچنین مقدار آماره Raw epsilon برابر ۱/۷۱ به‌دست آمد.

3. Min-Max Normalization

4. $Y_{Norm} = \frac{Y - Min(Y)}{Max(Y) - Min(Y)}$

جدول ۳. بررسی ویژگی‌های الگوهای NARX، LSTM و ARDL-D-LSTM

عنوان	NARX	LSTM	ARDL-D-LSTM
تعداد داده آموزش	۱۵۶	۱۵۶	۱۴۴**
تعداد داده‌آزمایش	۲۵	۲۵	۲۵
تعداد وقفه متغیر وابسته	۵	۵	۱۰
تعداد لایه پنهان اول*	۱۵	۲	۸
تعداد لایه پنهان دوم	۲۰	۳	۷
تابع فعال‌ساز	Relu	Tanh	Tanh
الگوریتم بهینه‌یابی	Adam	Adam	Adam
تابع هزینه	MSE	MSE	MSE
Epochs	۲۰۰	۲۰۰	۲۰۰
خوبی برازش	۰/۷۸	۰/۶۸	۰/۸۸

* تعداد لایه‌های پنهان اول و دوم بعد از آزمون و خطا بین ۱۰ تا ۱۰۰ لایه پنهان و با استفاده از کاهش خطای الگو براساس MSE انتخاب‌شده است

** ۱۲ وقفه در الگوی ARDL استفاده شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتایج پژوهش

بعد از برآورد و پیش‌بینی تورم ماهانه با استفاده از الگوهای بیان شده باید عملکرد آن‌ها با یکدیگر مقایسه شود. در جدول (۴) با استفاده از معیار RMSE به بررسی عملکرد الگوهای ARDL-D، NARX، LSTM و ARDL-D-LSTM در افق کوتاه‌مدت (۳ و ۶ ماهه) و بلندمدت (۱۲ و ۲۴ ماهه) پرداخته شده است.

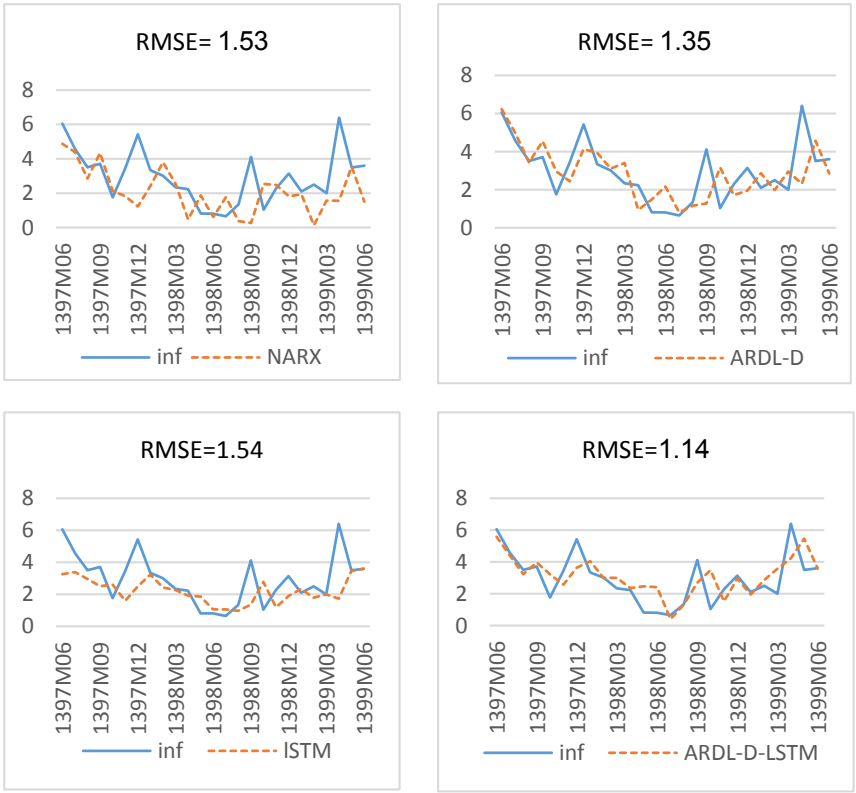
جدول ٤. جدول مقایسه و رتبه‌بندی عملکرد الگوها بر اساس معیار RMSE

معیار	الگوی ساختاری و انفرادی		الگوی ساختاری و ترکیبی	الگوی غیر ساختاری و انفرادی
RMSE	ARDL-D	NARX	ARDL-D-LSTM	LSTM
تخمین	۰/۶۵	*۰/٤٦	۰/٤۹	۰/۵۳
پیش‌بینی ۳ ماهه	۱/۲	*۰/٤٤	۰/۹	۱/۷٦
پیش‌بینی ٦ ماهه	۱/۳۱	*۰/٦۷	۱/۰٤	۱/٤٦
پیش‌بینی ۱۲ ماهه	۱/٤۳	۱/۳۷	*۱/۰۱	۱/۵۳
پیش‌بینی ۲٤ ماهه	۱/۳٦	۱/۵۳	*۱/۱٤	۱/۵٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۴) می‌توان گفت که الگوی NARX در افق زمانی کوتاه‌مدت عملکرد خوبی در پیش‌بینی تورم ماهانه ایران و الگوی ARDL-D-LSTM در افق زمانی بلندمدت عملکرد خوبی را داشته است. در نمودار (۲)، اشکال مربوط به داده‌های تست در این مقاله آورده شده که عملکرد الگوی ARDL-D-LSTM در ۲۵ ماه آزمایشی نسبت به سایر الگوهای این پژوهش بهتر است.

نمودار ۲. بررسی سطح خطای الگوهای پژوهش در داده‌های آزمایش (واحد RMSE، درصد)



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

همان‌طور که در این مقاله نشان داده شده است رفتار تورم ماهانه ایران یک رفتار غیرخطی بوده و بهتر است که با الگوهای غیرخطی و ترکیبی اقدام به پیش‌بینی تورم کرد. الگوی غیرخطی NARX براساس معیار RMSE در کوتاه‌مدت عملکرد بسیار خوبی را از خود

نشان داد و الگوی ARDL-D-LSTM در بلندمدت توانست عملکرد خوبی را براساس معیار RMSE نشان دهد.

یکی از مهم‌ترین مسائلی که در پیش‌بینی نرخ تورم می‌تواند چاره‌ساز باشد، استفاده از مبانی نظری متغیر تورم است؛ از این رو چهار متغیر: ۱- رشد حجم نقدینگی، ۲- رشد نرخ ارز ماهانه، ۳- رشد بدهی دولت به بانک مرکزی و ۴- رشد درآمد ناخالص داخلی به‌عنوان ویژگی‌های تاثیرگذار در الگو وارد شدند. همان‌طور که مشاهده شد الگوی ARDL و NARX که با استفاده از این متغیرها الگوسازی شده بود یا الگوهای ساختاری ترکیبی دیگر همانند ARDL-D-LSTM توانستند به‌خوبی پیش‌بینی تورم را انجام دهند.

با توجه به عملکرد مناسب الگوی ترکیبی در پیش‌بینی نرخ تورم در این پژوهش به محققین، سیاست‌گذاران اقتصادی و تمام اشخاصی که علاقه‌مند به مطالعه در این حوزه هستند، پیشنهاد می‌شود برای پیش‌بینی نرخ تورم از الگوهای ترکیبی استفاده کنند. برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت نرخ تورم در این پژوهش عملکرد الگوی NARX براساس معیار RMSE بسیار خوب بوده است؛ به همین دلیل استفاده از روش‌های غیرخطی هوش مصنوعی در کوتاه‌مدت می‌تواند موثر باشد.

سایر شاخص‌های اقتصادی که دارای نوسانات بسیار زیادی است -به خصوص شاخص‌هایی که مرتبط با بخش سرمایه‌گذاری است، همانند شاخص کل بورس، قیمت دارایی‌ها و پیش‌بینی ریسک- می‌توانند از الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM استفاده کنند. با توجه به انواع الگوهای خطی و غیرخطی و همچنین انواع الگوریتم‌های بهینه‌یابی می‌توان گفت بسیاری از روش‌های ترکیبی با عملکرد بالا همچنان وجود دارد که محققین می‌توانند با استفاده از آن‌ها ادامه این پژوهش را تکمیل کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

با تشکر از اساتید گرامی، داوران و مجموعه همکاران پژوهش‌های اقتصادی ایران که با راهنمایی‌های خود موجب ارتقا و پیشرفت کار شدند.

ORCID

Hamed Azizi Ganzagh http://orcid.org/0000-0002-3318-1560
Ahmad Jafari Samimi http://orcid.org/0000-0002-9047-6189
Zahra Mila Elmi http://orcid.org/0000-0002-2913-7292
Amir Mansour Tehranchian http://orcid.org/0000-0002-1635-3666

منابع

آقایان، بهنوش، سادات، بهرامی، جاوید و جهانگرد، اسفندیار. (۱۳۹۷). پیش‌بینی تورم اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE-VAR (تئوری و تکنیک). *نظریه های کاربردی اقتصاد، (۲)۵*، ۱۴۹- ۱۷۶.

پورکاظمی، محمد حسین، بیرانوند، امین و دلفان، محبوبه. (۱۳۹۵). تعیین عوامل تاثیرگذار بر تورم و طراحی سیستم هشداردهنده تورم شدید برای اقتصاد ایران. *پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، (۷۶)۲۳*، ۱۴۵ - ۱۶۶.

رئوفی، علی و محمدی، تیمور. (۱۳۹۷). پیش‌بینی بازده بازار سهام تهران با استفاده از ترکیب تجزیه موجک و شبکه عصبی فازی تطبیقی. *پژوهشهای اقتصادی ایران، (۷۶)۲۳*، ۱۳۶- ۱۰۷.

ذوالفقاری، مهدی، سحابی، بهرام و بختیاران، محمدجواد. (۱۳۹۹). طراحی مدلی جهت پیش‌بینی بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار (با تاکید بر مدل‌های ترکیبی شبکه یادگیری عمیق و مدل‌های خانواده GARCH). *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، (۴۲)۱۱*، ۱۳۸ - ۱۷۱.

شاکری، عباس.(۱۳۸۹). *اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاست‌ها*. ج ۲. چ ۳. تهران: انتشارات رافع.

عباسی‌نژاد، حسین وگودرزی، یزدان. (۱۳۹۲). *اقتصاد سنجی کاربردی با نرم افزار ایویوز و ماکروفیت، چ ۱*. تهران: انتشارات نورعلم.

محمدی، شاپور، راعی، رضا و رحیمی، محمدرضا. (۱۳۹۷). پیش‌بینی دامنه تغییرات طلا با استفاده از مدل ترکیبی ARIMA و شبکه عصبی. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، (۳۴)۹*، ۳۳۵ -۳۷۵.

References

Aghayan, B. S., Bahrami, J., & Jahangard, E. (2018). Forecasting Iran's economy inflation with DSGE-VAR model (theory and technique). *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *5(2)*, 149-176.[In Persian]

Babu, C. N., & Reddy, B. E. (2015). Performance comparison of four new ARIMA-ANN prediction models on Internet traffic data. *Journal of Telecommunications and Information Technology*, *1(2)*, 67-75.

Bao, T. Q., & My, B. T. T. (2019). Forecasting stock index based on hybrid artificial neural network models. *Science & Technology Development Journal-Economics-Law and Management, 3(1)*, 52–57.

Baybuza, I. (2018). Inflation forecasting using machine learning methods. *Russian Journal of Money and Finance, 77(4)*, 42–59.

Bengio, Y., Simard, P., & Frasconi, P. (1994). Learning long-term dependencies with gradient descent is difficult. *IEEE Transactions on Neural Networks, 5(2)*, 157–166.

Binner, J. M., Tino, P., Tepper, J., Anderson, R., Jones, B., & Kendall, G. (2010). Does money matter in inflation forecasting? *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 389(21)*, 4793–4808.

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 37(2)*, 149–163.

Clemen, R.T. (1989). Combining forecasts: A review and annotated bibliography. *International journal of forecasting , 5(4)*, 559-583.

Estiko, F. I., & Wahyuddin, S. (2019). Analysis of Indonesia's Inflation Using ARIMA and Artificial Neural Network. *Economics Development Analysis Journal, 8(2)*, 151–162.

Graves, A., & Schmidhuber, J. (2005). Frame wise phoneme classification with bidirectional LSTM and other neural network architectures. *Neural networks, 18(5-6)*, 602-610.

Granger, C. W. J., & Terasvirta, T. (1993). Modelling non-linear economic relationships. *OUP Catalogue*.

Greff, K., Srivastava, R. K., Koutník, J., Steunebrink, B. R., & Schmidhuber, J. (2016). LSTM: A search space odyssey. *IEEE Transactions on Neural Networks and Learning Systems, 28(10)*, 2222–2232.

Hanif, M. N., & Malik, M. J. (2015). Evaluating performance of inflation forecasting models of Pakistan, *SBP Research Bulletin, 11(1).*

Hornik, K. (1993). Some new results on neural network approximation. *Neural Networks, 6(8)*, 1069–1072.

Hochreiter, S. (1991). Untersuchungen zu dynamischen neuronalen Netzen [in German] Diploma thesis. *TU Münich*.

Hochreiter, S., Bengio, Y., Frasconi, P., & Schmidhuber, J. (2001). Gradient flow in recurrent nets: the difficulty of learning long-term dependencies.

Işığıçok, E., Öz, R., & Tarkun, S. (2020). Forecasting and Technical Comparison of Inflation in Turkey With Box-Jenkins (ARIMA) Models and the Artificial Neural Network. *International Journal of Energy Optimization and Engineering (IJEOE), 9(4)*, 84–103.

Jorgenson, D. W. (1966). Rational distributed lag functions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 135-149.

Khashei, M., & Bijari, M. (2011). A novel hybridization of artificial neural networks and ARIMA models for time series forecasting. *Applied Soft Computing*, *11(2)*, 2664–2675.

Kim, S. E., & Seo, I. W. (2015). Artificial Neural Network ensemble modeling with conjunctive data clustering for water quality prediction in rivers. *Journal of Hydro-Environment Research*, *9(3)*, 325–339.

Klein, L. R., & Goldberger, A. S. (1955). Econometric model of the United States, *Amsterdam: North-Holland Pub- lishing Co*, *66(262)* 1929-1952.

Krämer, W., Ploberger, W., & Alt, R. (1988). Testing for structural change in dynamic models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, *56(6)*, 1355–1369.

Krämer, W., & Sonnberger, H. (1986). Diagnostic checking in practice. In *The Linear Regression Model Under Test* (pp. 123-155). Physica-Verlag HD.

Kumar, M., & Thenmozhi, M. (2012). Stock index return forecasting and trading strategy using hybrid ARIMA-neural network model. *International Journal of Financial Management*, *2(1)*, 1-15.

LeBaron, B. (1994). Chaos and nonlinear forecastability in economics and finance. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A: Physical and Engineering Sciences*, *348(1688)*, 397–404.

Leontaritis, I. J., & Billings, S. A. (1985). Input-output parametric models for non-linear systems part I: deterministic non-linear systems. *International Journal of Control*, *41(2)*, 303–328.

Lin, T., Horne, B. G., & Giles, C. L. (1998). How embedded memory in recurrent neural network architectures helps learning long-term temporal dependencies. *Neural Networks*, *11(5)*, 861–868.

Lucas Jr, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19–46.

McCulloch, W. S., & Pitts, W. (1943). A logical calculus of the ideas immanent in nervous activity. *The Bulletin of Mathematical Biophysics*, *5(4)*, 115–133.

McKnight, S., Mihailov, A., & Rumler, F. (2020). Inflation forecasting using the New Keynesian Phillips Curve with a time-varying trend. *Economic Modelling*, 87, 383–393.

Mohammadi, S., Raeie, R., & Rahimi, M. (2018). Interval forecasting for gold price with hybrib model of ARIMA and ANN.[In Persian]

Peirano, R., Kristjanpoller, W., & Minutolo, M. C. (2021). Forecasting inflation in Latin American countries using a SARIMA–LSTM combination. *Soft Computing*, *25(16)*, 10851-10862.

Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of long-run relationships (Working paper no. 9907). *Cambridge, United Kingdom: Department of Applied Economics, University of Cambridge.*

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, *Cambridge University Press*, Cambridge, 371-413.

Pourkazemi, M. H., Biranvand, A., & Delfan, M. (2016). Designing a warning system for hyperinflation for Iran's economy.[In Persian]

Raoofi, A., & Mohammadi, T. (2018). Forecasting Tehran stock exchange index returns using a combination of wavelet decomposition and adaptive neural fuzzy inference systems. *Iranian Journal of Economic Research, 23(76)*, 107-136.[In Persian]

Romer, D. (2018). *Advanced macroeconomics. Mcgraw-hill.*

Rosenblatt, F. (1958). The perceptron: a probabilistic model for information storage and organization in the brain. *Psychological Review, 65(6)*, 386.

Šestanović, T., & Arnerić, J. (2021). Neural network structure identification in inflation forecasting. *Journal of Forecasting*, *40(1)*, 62–79.

Timmermann, A. (2006). Forecast combinations. *Handbook of economic forecasting*, *1*, 135-196.

Vapnik, V. (2013). The nature of statistical learning theory. *Springer science & business media*.

Xu, Q., Zhuo, X., Jiang, C., & Liu, Y. (2019). An artificial neural network for mixed frequency data. *Expert Systems with Applications*, 118, 127–139.

Zhang, G. P. (2003). Time series forecasting using a hybrid ARIMA and neural network model. *Neurocomputing*, *50*, 159–175.

Zolfaghari, M., & Sahabi, B. (2020). Designing a model for forecasting the stock exchange total index returns (emphasizing on combined deep learning network models and GARCH family models). [In Persian]

استناد به این مقاله: عزیزی گنزق، حامد، جعفری صمیمی، احمد، میلاعلمی، زهرا، طهرانچیان، امیرمنصور. (۱۴۰۱). مقایسه الگوهای پیش‌بینی تورم در ایران: شواهد جدید از الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۱۷۷-۲۰۸.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 209-256
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.66212.1072

Original Research
Received: 26/01/2022
Accepted: 04/07/2022
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Bias in Wages and Time Preferences (An Application of Behavioral Economics)

Mohaddeseh Pouralimardan — Master of Economics, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran

Heshmatolah Asgari* — Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran

Abstract

The main goal of this article is an applied investigation of one of the types of biases caused by overconfidence, under the heading of bias in expected relative wage (or individual overplacement) and its relationship with time preferences (in the form of a proxy of people's patience) based on the Friehe & Pannenberg (2020) method. The data gathering tool of this investigation has been a two-stage questionnaire. 204 staff and faculty members of Ilam university completed the questions related to the questionnaire in two stages. Based on the ordinary least squares and semi-parametric model, the relationship between bias in wage and time preferences was examined in four stages. The results of research models in four stages showed that there is a negative and significant correlation between bias in expected relative wage (or bias in the distribution of the relative wage of people of the same age-peers) and time preferences. This means that people

- This paper is extracted from master's thesis in economics at Ilam university

* Corresponding Author: h.asgari@ilam.ac.ir

How to Cite: Pouralimardan, M., Asgari, H. (2023). Bias in Wages and Time Preferences (An Application of Behavioral Economics). *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93)*, 209-256.

who are more patient, will have less bias (overplacement) on average. Examining the impact of current relative wage on bias showed that there is a positive and significant correlation between bias and current relative wage; This means that the current relative wage of individuals is not effective in reducing bias, and the higher the individual's current relative wage, the individual's bias will be greater. Also, the results showed that there is a positive and significant correlation between bias and extraversion, a negative and significant correlation between bias and neuroticism and a negative and significant correlation between bias and agreeableness.

1. Introduction

In economics, the term *belief* refers to the perceived probability of a certain event occurring (Franca, 2018). In psychology, beliefs serve important psychological and functional needs of an individual (Bénabou & Tirole, 2016). Biased beliefs, influenced by historical, cultural, and social practices, can lead individuals to favor traditional ways of doing things and resist new information (Wilson, 2020). One type of motivated beliefs (Mele, 1998) is overconfidence, which often manifests as overplacement, as found by Moore and Haley (2008). Relying on the method proposed by Friehe and Pannenberg (2020), the present study aimed to investigate overplacement by focusing on expectations about monthly wage growth termed as *bias in expected relative wage*. In line with the recent literature, the study intended to examine the relationship between bias in expected relative wage and time preferences.

2. Materials and Methods

The study employed convenience sampling, a commonly used method in individual and behavioral studies, to select participants. Data was collected through a longitudinal questionnaire administered in two stages: the first in March 2021 and the second in September 2021. The

statistical population consisted of 204 individuals comprising staff and faculty members of Ilam University who attended the university in March 2021. To establish a reference group, the study used a questionnaire with five main questions, which was administered to 178 individuals from salaried job groups in September 2021.

Ordinary least squares and semi-parametric models were used to estimate the model in four stages. The first stage considered the main dependent variable of the research (i.e., bias in expected relative wage of 2021) and the main independent variable of time preferences measured on a Likert scale. The second stage involved the use of a dummy variable of patience, replacing the Likert scale used in the main independent variable. The third stage involved changes in the reference group, with two dependent variables considered for overplacement bias among same-aged, same-gender, and same-education peers, while time preferences were still measured on a Likert scale. The fourth and final stage involved changes in experienced wage, which was added as another independent variable. Throughout all four stages, control variables with significant effects were retained in the model.

3. Results and Discussion

The results from the first stage, based on ordinary least squares and semi-parametric models, confirm the primary hypothesis of the research. Specifically, there was a significant negative relationship between bias in expected relative wage and time preferences (patience) for September 2021. This suggests that individuals who display more patience exhibit less bias on average. In other words, patient individuals report a lower expected relative placement in their wage growth, indicating reduced overplacement in predicting their own wage growth. Furthermore, the results of personality traits revealed a positive and significant relationship between bias and extroversion, while a significantly negative relationship was observed between bias and neuroticism.

In the second stage, the results demonstrated a negative relationship between bias and time preferences, which confirms the robustness of the initial model's findings. The results of the third stage indicated a significantly negative relationship between bias in wage and time preferences for same education and same gender categories, further supporting the primary hypothesis of the research and the reliability of the results of the initial stage. Specifically, individuals who display more patience exhibit less expected relative placement in the wage distribution of people of the same age on average. In the fourth stage, the results revealed a significantly positive relationship between bias and experienced wage, suggesting that individuals with higher wage changes also demonstrate more bias.

4. Conclusion

The current study used the method proposed by Friehe and Pannenberg (2020) to investigate the relationship between overconfidence bias and time preferences using longitudinal questionnaire data collected from the staff and faculty members of Ilam University in March and September 2021. The main hypothesis, which proposed a negative and significant relationship between bias in expected relative wage and time preferences, as well as other sub-hypotheses, was tested in four stages through ordinary least squares and semi-parametric models. The results from the initial stage, as well as the robustness of the findings throughout the three subsequent stages, confirmed the primary hypothesis. Specifically, the results indicated a significant negative relationship between bias in expected relative wage (or bias in the relative wage distribution of same-aged peers) and time preferences.

Keywords: Bias in Wages, Time Preferences, Ordinary Least Squares, Semi-parametric, Behavioral Economics.

JEL Classification: D01 , D91 , C14.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۳

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۲۰۹-۲۵۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.66212.1072

سوگیری در دستمزدها و ترجیحات زمانی (کاربردی از اقتصاد رفتاری)

محدثه پورعلی مردان کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران

حشمت‌اله عسگری * دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی کاربردی یکی از انواع سوگیری‌های اطمینان بیش از حد، تحت عنوان سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار (یا خودبرترانگاری فردی) و ارتباط آن با ترجیحات زمانی (به شکل پروکسی صبر افراد) براساس روش فریه و پانبرگ (۲۰۲۰) است. ابزار این بررسی یک پرسشنامه دو مرحله‌ای بوده است. ۲۰۴ نفر از کارکنان و اعضای هیات علمی دانشگاه ایلام در دو مرحله سوالات مرتبط با پرسشنامه را تکمیل کردند. براساس مدل حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک، ارتباط سوگیری در دستمزد و ترجیحات زمانی در چهار مرحله مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مدل‌های تحقیق در چهار مرحله نشان داد که بین سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار (یا سوگیری در توزیع دستمزد نسبی افراد همسن و سال) و ترجیحات زمانی ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. این بدان معناست که هر چقدر صبوری افراد بیشتر باشد به طور میانگین سوگیری (خودبرترانگاری) فرد کمتر خواهد بود. بررسی تاثیر دستمزد نسبی فعلی بر سوگیری نشان داد که بین سوگیری و دستمزد نسبی فعلی فرد ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد؛ این بدین معناست که دستمزد نسبی فعلی افراد در کاهش سوگیری فرد موثر نیست و هر چقدر دستمزد نسبی فعلی فرد بالاتر باشد، سوگیری فرد بیشتر خواهد بود. همچنین نتایج نشان داد بین سوگیری و برون‌گرایی ارتباط مثبت و معنادار، بین سوگیری و روان‌رنجوری ارتباط منفی و معنادار و بین سوگیری و توافق‌پذیری ارتباط منفی و معناداری وجود دارد.

کلیدواژه‌ها: سوگیری در دستمزدها، ترجیحات زمانی، حداقل مربعات معمولی، نیمه‌پارامتریک، اقتصاد رفتاری.

طبقه‌بندی JEL: D01 , D91 , C14.

- این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ایلام است.

* نویسنده مسئول: h.asgari@ilam.ac.ir

۱. مقدمه

در اقتصاد استفاده از اصطلاح باورها، احتمال مرتبط با وقوع یک پیشامد خاص را توصیف می‌کند (Franca, 2018). در روانشناسی، باورها اغلب نیازهای مهم روانشناختی و عملکردی فرد را برآورده می‌کنند (Benabou & Tirole, 2016). باورهایی که تحت تاثیر زمینه سنتی، فرهنگی و هنجارهای اجتماعی باور قرار می‌گیرند، باورهای سوگیرانه نامیده می‌شوند؛ بدین معنی که فرد تمایل دارد باور کند که روش سنتی انجام چنین کاری روش صحیح است؛ به عبارت دیگر، باورهای فرد نسبت به آنچه قبلا باور داشته سوگیرانه بوده و ممکن است در برابرپذیرش اطلاعات جدید مقاومت کند (Wilson, 2020).

یکی از باورهای سوگیرانه انگیزشی، باورهای با انگیزه[1] نام دارد (Mele, 1998). سوگیری باور باانگیزه توضیح می‌دهد که چرا مردم اغلب مرتکب خطاهای سیستماتیک می‌شوند، از آزمایش دادن برای بیماری بالقوه کشنده امتناع می‌کنند یا حتی در بازارهای مالی ناپایدار بیش از حد سرمایه‌گذاری می‌کنند؛ برای بررسی این چرایی، نیاز به درج تجزیه و تحلیل رفتار انسان در مدل‌های اقتصادی وجود دارد که نتایج تصمیم‌گیری را پیش‌بینی کنند (Almeida, 2019).

برای در نظر گرفتن غیرعقلایی بودن رفتار افراد و اینکه چرا افراد دیدگاه‌های خودبینانه و خوش‌بینانه را نسبت به دیدگاه‌های واقع‌بینانه ترجیح می‌دهند و آن‌ها را حفظ می‌کنند، سه دلیل اصلی براساس سوگیری باور باانگیزه وجود دارد: ۱- ارزش مصرف[2]: افراد از خوب فکر کردن و باورهای مثبت درمورد خود مطلوبیت و رفاه ذهنی حاصل می‌کنند و برعکس ممکن است یک تصویر ضعیف از خود برایشان هیچ مطلوبیتی نداشته باشد. ۲- ارزش انگیزه[3]: اطمینان فرد به توانایی و کارایی خود می‌تواند فرد را برای رسیدن به اهداف بلندپروازنه خود ارتقا دهد و در برابر مشکلات پایدار بماند. ۳- ارزش علامت‌دهی[4]: باور (درست یا نادرست) به اینکه فرد دارای ویژگی‌های خاصی است، متقاعد کردن دیگران

1. Motivated Beliefs
2. Consumption Value
3. Motivation Value
4. Signaling Value

در این مورد را آسان‌تر می‌کند (Benabou &Tirole, 2002). این ارزش‌هایی که افراد برای باورهای خود قائل هستند، منجر به بروز رفتارهای غیرعقلایی به عنوان راهی برای حفظ یا تقویت آن‌ها می‌شود (Franca, 2018). به عبارت دیگر، افراد در باورهای باانگیزه تمایل به دستکاری یا تحریف در پردازش اطلاعات خود دارند که منجر به بروز رفتارهای غیرعقلایی می‌شود (Benabou &Tirole, 2016). در سطح فردی شاید اطمینان بیش از حد متداول‌ترین جلوه باورهای باانگیزه باشد.

اطمینان بیش از حد می‌تواند براساس مطالعه مور و هیلی[1] (۲۰۰۸) به سه صورت بیان شود: ۱- بیش ارزیابی[2] عملکرد واقعی فرد، ۲- دقت بیش از اندازه[3] در باورهای خود فرد و۳- خودبرترانگاری[4] یا قائل شدن جایگاه بالاتر برای عملکرد خود در مقایسه با دیگران. این تحقیق روی سومین نوع از اطمینان بیش از حد؛ یعنی خودبرترانگاری متمرکز می‌شود و پروکسی بررسی این نوع شامل انتظاراتی در مورد رشد دستمزد[5] ماهیانه افراد خواهد بود که سوگیری در دستمزد مورد انتظار فردی نامیده می‌شود.

سوگیری در معیار دستمزد نسبی مورد انتظار منعکس‌کننده، ظرفیت درآمد نسبی فردی درآینده است که احتمالا برای بسیاری از انتخاب‌های اقتصادی از جمله ارزیابی پس انداز فعلی برای بازنشستگی یا تصمیم‌گیری در مورد خرید کالاهای بادوام و یا املاک و مستغلات و... مهم است. با توجه به ادبیات اخیر در مورد سوگیری باورهای باانگیزه، این تحقیق در نظر دارد با بررسی این نوع سوگیری که براساس انتظارات افراد خواهد بود، این نوع سوگیری را با ترجیحات زمانی افراد مرتبط کند. بنابراین، در این راستا هدف مطالعه حاضر براساس روش فریه و پاننبرگ[6] (۲۰۲۰) این است که از دو جهت، اطمینان فردی و ارتباط آن با صبر و به عبارت دیگر، سوگیری مورد انتظار افراد در حوزه بازار کار و ارتباط آن با ترجیحات زمانی را مورد بررسی قرار دهد. به این صورت که افراد از یک سو، رشد دستمزد فردی خود را پیش‌بینی کنند و از سوی دیگر، توزیع رشد دستمزد همسالان خود

1. Moore, D. A., & Healy, P. J.
2. Overestimation
3. Excessive Precision
4. Overplacement
5. Wage
6. Friehe, T., & Pannenberg, M.

را پیش‌بینی کنند. برای نیل به این هدف، مطالعه حاضر نحوه ارتباط سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار با ترجیحات زمانی را با در نظر گرفتن ترجیحات ریسک، ویژگی‌های شخصیتی، توانایی شناختی، دستمزد نسبی فعلی و ویژگی‌های جمعیتی و اقتصادی-اجتماعی با به‌کارگیری داده‌های پرسشنامه‌ای و با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی و رویکرد نیمه‌پارامتریک تا حدودی خطی مورد بررسی قرار خواهد داد.

۲. مبانی نظری

مفهوم اطمینان بیش از حد براساس شواهد تحقیقی روانشناختی استوار است که نشان می‌دهد انسان، دانش، توانایی و دقت اطلاعات خود را بیش از حد ارزیابی می‌کند (Michailova, 2010). به عنوان مثال، مردم ادعا می‌کنند از نظر خصایص و ویژگی‌های مختلفی همچون صداقت، مهارت‌های رهبری، محبوبیت و رانندگی ایمن بهتر از دیگران هستند. به صورت تخصصی‌تر، صاحبان مشاغل ادعا می‌کنند شرکت‌هایشان از یک شرکت متوسط بهتر است. مهندسان گزارش می‌دهند که کار آن‌ها از همکارانشان بهتر است و سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر در توانایی خود در پیش‌بینی اینکه کدام یک از کارآفرینان موفق خواهند شد، اطمینان بیش از حد دارند. همه این حالت‌های پیش‌بینی شده جهان مطلوب هستند، اما همیشه واقع‌بینانه نیستند (Logg & Moore, 2018).

بیان ادبیات رو به رشد اقتصاد آزمایشگاهی و رفتاری نشان می‌دهد که اطمینان بیش از حد بر انتخاب‌های اقتصادی مانند تصمیمات ورود به بازار، فعالیت‌های نوآورانه، بازدارندگی ورود، ریسک‌پذیری و تمایل به رقابت پس از موفقیت یا شکست تاثیر می‌گذارد (Santos-Pinto& de la Rosa, 2020).

اطمینان بیش از حد به عنوان یک سوگیری شناختی همچون سایر سوگیری‌ها دسته‌بندی‌های بسیار متنوعی در نظریات اقتصاد رفتاری دارد،اما در این مقاله مبنای نظری اطمینان بیش از حد بر اساس مطالعه مور وهیلی[1] (۲۰۰۸)، استوار است. مطابق با مطالعه مور و هیلی (۲۰۰۸) اطمینان بیش از حد به سه صورت مشخص مورد بررسی قرار می‌گیرد:

1. Moore, D. & Healy, P.

۱- بیش ارزیابی، ۲- دقت بیش از حد و ۳- خودبرترانگاری که در آن اندازه‌گیری اطمینان بیش از حد فرد نیاز به مقایسه بین باورها و واقعیت دارد (Moore & Schatz, 2017).

«بیش ارزیابی» به تخمین بیش از حد توانایی واقعی، عملکرد، سطح کنترل و شانس موفقیت، مهارت‌های مطلق یا ویژگی‌های مطلوب شخصیتی اشاره دارد (Moore, 2008 & Healy و Moore & Swift, 2011). به عبارت دیگر، در این مورد فرد فکر می‌کند از آنچه در واقعیت هست، بهتر است (Moore & Schatz, 2017). به عنوان مثال، دانش‌آموزان عملکرد خود را در امتحانات بیش از حد ارزیابی می‌کنند، پزشکان دقت تشخیص خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند و یا مردم سرعت انجام کار خود را بیش از حد ارزیابی می‌کند (Moore & Healy, 2008).

«دقت بیش از حد» به اطمینان بیش از حد نسبت به صحت باورهای شخص اشاره دارد (Moore & Healy, 2008). این مورد زمانی رخ می‌دهد که فرد خیلی مطمئن باشد که واقعیت را می‌داند. همچنین شامل مواردی است که در آن فرد ادعا می‌کند در مورد دیدگاه‌هایی که با واقعیت مغایرت دارند از دقت بیش از حد برخوردار است (Moore & Schatz, 2017). به عنوان مثال، یک فرد ادعا می‌کند که واکسن یک شرکت مشخص که برای درمان یک بیماری تولید شده، خون را لخته خواهد کرد در صورتی که شواهدی برای قطعیت این ادعا در واقعیت وجود ندارد.

«خودبرترانگاری» سوگیری سیستماتیکی است که به بررسی باورهای مردم در مورد خود فرد و آینده‌شان اشاره دارد. به عنوان مثال، بیشتر انسان‌ها دارای یک توهم برتری هستند که معتقدند که آن‌ها بهتر و ماهرتر از بقیه انسان‌ها هستند (Sharot & Garrett, 2016). این نوع از اطمینان بیش از حد به قائل شدن جایگاه نسبی بالاتر برای خود نسبت به دیگران اشاره دارد. این مورد زمانی اتفاق می‌افتد که مردم خود را بهتر از دیگران می‌دانند، مانند زمانی که بیشتر مردم خود را بهتر از حد میانگین ارزیابی می‌کنند (Moore & Healy, 2008). خودبرترانگاری شبیه به بیش ارزیابی می‌تواند در سطوح فردی یا گروهی اندازه‌گیری شود.

برای اندازه‌گیری خودبرترانگاری در سطح فردی، تفاوت بین خودارزیابی فردی و عملکرد واقعی فردی (آزمون مهارت یا بهره‌وری و...) در نظرگرفته می‌شود که در این

حالت زمانی که عملکرد فرد کمتر از ارزیابی ذهنی فرد باشد، بیانگر این است که فرد جایگاه بالاتری برای خود قائل شده و مهارت (بهره‌وری) خود را بیش از حد ارزیابی کرده است. اما در سطح گروهی ارزیابی‌های ذهنی شرکت‌کنندگان به آماری تبدیل می‌شود که سپس با یک معیار قابل مشاهده کلی (به عنوان مثال گروه مرجع) مقایسه می‌شود (Santos-Pinto& de la Rosa, 2020). این همان نوع از سوگیری است که این تحقیق در نظر دارد به شکل کاربردی مورد بررسی قرار دهد؛ به این صورت که عملکرد فردی به صورت ارزیابی ذهنی فرد ۱- در سطح خود فرد در قالب سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار و ۲- در سطح گروهی با یک معیار قابل مشاهده کلی (گروه مرجع) در قالب سوگیری در توزیع دستمزد نسبی افراد همسن و سال مورد بررسی قرار دهد. این ارزیابی ذهنی عملکردی می‌تواند به شکل انتظارات فرد نیز بیان شود. علت استفاده از انتظارات فردی این است که انتظار همان باور فرد در مورد پیشامدها یا رفتارهایی است که رخ خواهند داد یا در آینده آشکار خواهند شد.

در این تحقیق انحراف از مفهوم عقلانیت به شکل سوگیری در انتظارات در قالب سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار (در سطح خود فرد) و سوگیری در توزیع دستمزد نسبی افراد همسن و سال براساس جنسیت مشابه و تحصیلات مشابه (در سطح گروهی؛ به صورت گروه مرجع) ظاهر می‌شود که در این مطالعه اطمینان بیش از حد (خودبرترانگاری) به انتظاراتی برمی‌گردد که افراد برای آینده‌شان ترسیم می‌کنند. این انتظارات به صورت پیش‌بینی آینده خود و دیگران در مورد توزیع دستمزدشان به شکل سوگیری در انتظارات دستمزد نسبی بیان می‌شود.

۲-۱. ارتباط سوگیری و ترجیحات زمانی

هر زمانی که می‌بینیم رژیم‌های غذایی از اینکه خوردن دو پیمانه بستنی واقعا به کاهش وزن آسیب نمی‌رساند، دفاع می‌کنند، یا والدین معتقدند که فرزندانشان استعداد غیرمعمولی دارند در تایید این موضوع است که ترجیحات افراد می‌توانند بر باورهای آن‌ها تاثیر بگذارند. این ایده در ضرب‌المثل رایج «مردم آنچه را می‌خواهند باور کنند، باور دارند» به کارگرفته می‌شود (Epley & Gilovich, 2016). این می‌تواند به ویژگی

خودخواهانه بودن ترجیحات نیز اشاره داشته باشد (تیموری و همکاران، ۱۳۹۶)؛ افراد براساس ترجیحات خود تصمیم می‌گیرند، حتی اگر تصمیم‌ها عاری از عقلانیت باشند (تاکید بر ماهیت خطیر تصمیم‌گیری انسان)، فقط به این دلیل که آن‌ها خودشان را متقاعد می‌کنند که آنچه آن‌ها می‌خواهند یا باور دارند، صحیح است (Almeida, 2019).

از آنجایی که سه دلیل ارزش مصرف، ارزش انگیزه و ارزش علامت‌دهی ممکن است توضیح دهد که چرا مردم باورهای خودبینانه و خوش‌بینانه را بر باورهای واقع‌بینانه ترجیح می‌دهند در این بخش با تمرکز بر ارزش انگیزه و ارزش مصرف باورهای بیش از حد مطمئن در یک مدل جزئی، فرضیه اصلی تحقیق مطابق با الگوی فریه و پانبرگ (۲۰۲۰) استخراج و بررسی می‌شود.

تحلیل تجربی این تحقیق از داده‌هایی در زمینه بخشی از بازار کار استفاده می‌کند و به طور خاص دستمزد ناخالص ماهانه به عنوان پروکسی بهره‌وری نیروی کار در نظر گرفته می‌شود. ناهمگنی در این مدل تجربی به صورت تفاوت در بهره‌وری بیان می‌شود. فرض بر این است که یک فرد ممکن است دارای بهره‌وری بالا یا پایین باشد که به این معناست که ممکن است فرد در وضعیت $S = H$ یا وضعیت $S = L$ باشد. S به وضعیت، H به بهره‌وری بالا، L به بهره‌وری پایین فرد اشاره دارد. احتمال پیشین برای وضعیت H برابر با مقدار p است و با توجه به تابع توزیع تجمعی $P(p)$ و طول (دامنه) بازه $\left[\underline{p}\,,\,\overline{p}\right]$ در میان انواع افراد متغیر است؛ بازه تعیین شده نشان‌دهنده احتمال انواع افراد است که از فردی به فرد دیگر متفاوت است. هر فرد سطح احتمال p را می‌داند. برای منعکس کردن «ارزش انگیزه» دیدگاه‌های خودبینانه و خوش‌بینانه، ترجیحات به صورت $(\beta\,,\,\delta)$ در نظر گرفته می‌شوند که در آن $\beta \in [0,1)$ نشان‌دهنده یک سوگیری فعلی احتمالی است و $\delta \in (0,1)$ پارامتر استاندارد صبر است. برای منعکس کردن احتمال باورهای قابل مصرف، مطلوبیت انتظاری منظور می‌شود که در آن زمان‌بندی زیر در نظر گرفته می‌شود (Friehe & Pannenberg, 2020):

الف- در زمان $t = ۰$ فرد نوع p باور π (که در آن $\pi \in \left[\underline{p},\overline{p}\right]$) را در مورد احتمال نهایی شدن در H تعیین می‌کند (یعنی، حالتی که در آن فرد بهره‌وری بالایی دارد).

ب- در زمان $t = ۱$ فرد فعالیت a را براساس باور π انتخاب می‌کند، آن‌ها می‌توانند $a = \ell$ را انتخاب کنند؛ یعنی یک فعالیت ایده‌آل در وضعیت L ، یا $a = h$، یعنی فعالیتی متناسب با وضعیت H را انتخاب کنند. فرد هنگام انتخاب فعالیت a هزینه $k(a)$ را متحمل می‌شود. فعالیتی که در $t = ۱$ انتخاب می‌شود به باور π وابسته است و به صورت $\hat{a}(\pi)$ نشان داده می‌شود.

ج- در زمان $t = ۲$ نتیجه نهایی مطلوبیت براساس فعالیت ایده آل h یا ℓ در وضعیت بهره‌وری H یا L با فرم کلی $\mu(a,s)$ تحقق پیدا می‌کند. فرض می‌شود که در این زمان $u(\ell,L) = ۰$ ، $\mu(h,L) = -\theta$، $\mu(\ell,H) = ۱ - \theta$ و $\mu(h,H) = ۱$ همراه با $\theta \in (۰,۱)$ است. در این زمان تطبیق وضعیت با انتخاب فعالیت و مطلوبیت بهره‌وری بالای وضعیت H اهمیت بالایی دارد.

تابع مطلوبیت کلی ارائه شده به صورت تابع ارائه شده در رابطه (۱) است.

$$U_0 = \beta\delta[-k(\hat{a}) + \eta\big(\pi\mu(\hat{a},H) + (1-\pi)\mu(\hat{a},L)\big) + \delta(pu(\hat{a},H) + (1-p)u(\hat{a},L))] \qquad (۱)$$

فردی که احتمال p برای حالت H در نظر دارد، باور π را در $t = ۰$ انتخاب می‌کند تا مطلوبیت خود را به حداکثر برساند. در این تابع مطلوبیت زمانی که مطلوبیت انتظاری بزرگ‌تر از صفر باشد ($\eta > ۰$) باشد بدین معناست که فرد مطلوبیت انتظاری را درک می‌کند و در غیر این صورت $\eta = ۰$ است. برای سادگی، هزینه اطلاعات مستقیم در

$t = ۰$ حذف می‌شود؛ یعنی، هیچ هزینه مستقیم برای انتخاب باورهای π متفاوت با p پیشین وجود ندارد (Friehe & Pannenberg, 2020).

۲-۱-۱. ارزش مصرف باورهای بیش از حد مطمئن

فرضیه $\beta = ۱$ برای تمرکز بر جنبه ارزش مصرف و فعالیت a برای به حداکثر رساندن مطلوبیت انتظاری تعیین می‌شود (ر. ک: Oster, et al. (2013)). همچنین فرض می‌شود

هزینه فعالیت a برای سادگی $k(\ell) = k(h) = c$ است. در نتیجه این فرضیات ساده، $\hat{a}(\pi)$ به صورت رابطه (۲) حداکثر می‌شود.

$$-c + \big(\pi u(a,H) + (1-\pi)u(a,L)\big) \qquad (۲)$$

در صورتی که $\pi > \pi^* = \frac{۱}{۲}$ باشد، این بدین معنی است که فرد $a = h$ انتخاب می‌کند و در غیر این صورت $a = \ell$ انتخاب می‌کند. در نظر داشتن انتخاب ثابت در $t = ۱$ به صورت $a = h$ یا $a = \ell$ خواهد بود. از آنجا که مطلوبیت در رابطه (۱) در π برای انتخاب یک فعالیت ثابت در حال افزایش است به طور خاص اجرای بالاترین باور ممکن بهینه است. به عبارت دیگر، در صورتی که نتیجه $a = h$ باشد، فرد ترجیح می‌دهد $\pi = ۱$ را در $t = ۰$ انجام دهد و در صورتی که $a = \ell$ نتیجه شود، فرد ترجیح می‌دهد $\pi = \pi^*$ انجام دهد. بنابراین فرد در $t = ۰$ بین $(a,\pi) = (h,۱)$ و $(a,\pi) = (\ell,\pi^*)$ انتخاب می‌کند. فرد در $t = ۰$، $(a,\pi) = (h,۱)$ انتخاب خواهد کرد، اگر (رابطه (۳)):

$$\delta\beta\big(-c + \eta + \delta(p - (1-p)\theta)\big) > \beta\delta\big(-c + \eta\pi^*(1-\theta) + \delta p(1-\theta)\big) \qquad (۳)$$

که در سمت چپ، نتیجه انتخاب $(a,\pi) = (\ell,\pi^*)$ نشان می‌دهد که شامل مطلوبیت انتظاری η و در سمت راست، نتیجه انتخاب $(a,\pi) = (h,۱)$ را نشان می‌دهد در نتیجه افراد با نوع p به صورتی که در رابطه (۴) نشان داده شد $(a,\pi) = (h,۱)$ انتخاب می‌کنند. این درحالی است که آن‌هایی که $p \le p^*$ هستند $(a,\pi) = (\ell,\pi^*)$ را انتخاب می‌کنند.

$$p > \frac{1}{2} - \frac{\eta}{2\,\delta\theta}\frac{1+\theta}{2} = p^* \qquad (۴)$$

برای یک عامل استاندارد، آستانه برای انتخاب $a = h$ ، $\frac{۱}{۲}$ خواهد بود. افراد با $p \in (p^*,\pi^*)$ از نظر القای فعالیت h برای بهره‌مندی از مطلوبیت انتظاری متحمل هزینه می‌شوند. با توجه به اینکه p^* در δ در حال افزایش است به این معنی است که انواع کمتری

$\pi = ۱$ را در سطوح بالاتر صبر انتخاب می‌کنند. اگر اثرات مضر ناشی از دستکاری باور فقط در آینده به وجود آید (اینجا پیامدهای نتایج منفی برای افراد با $p \in (p^*,\pi^*)$)، بیشتر افراد نسبتا صبور بیشتر روی این هزینه‌ها تمرکز خواهند کرد؛ به این معنی که آن‌ها تمایل کمتری برای دستکاری باور دارند و سوگیری آن‌ها کمتر است (Friehe & Pannenberg, 2020).

۲-۱-۲. ارزش انگیزه باورهای بیش از حد مطمئن

برای تمرکز بر ارزش انگیزه برای یک فرد با سوگیری به زمان حال، فرض می‌شود مطلوبیت انتظاری صفر باشد ($\eta = ۰$)؛ یعنی، $\beta < ۱$ و $k(\ell) = c_\ell, k(h) = c_h$ و $\Delta c = c_h - c_t > ۰$. فرض می‌شود که هزینه‌های فعالیت متفاوت است تا برای سادگی سوگیری فعلی فرد در نظر گرفته شود. در $t = ۱$ فرد با باورهای π، $a = h$ را انتخاب می‌کند اگر (رابطه (۵)):

$$\pi \geq \frac{1}{2} + \frac{\Delta c}{2\,\beta\delta\theta} = p^k_{t=1} \qquad (۵)$$

باورهای π در زمان $t = ۰$ توسط فرد تعیین می‌شود تا بتواند روی انتخاب در زمان $t = ۱$ تاثیر بگذارد که به معنای انگیزه انتخاب یک فعالیت خاص است. فردی با احتمال نهایی شدن p در وضعیت H می‌خواهد $a = h$ اجرا شود (رابطه (۶)):

$$p \geq \frac{1}{2} + \frac{\Delta c}{2\,\delta\theta} = p^k_{t=0} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶)، $p^k_{t=۰} < p^k_{t=۱}$ ناشی از سوگیری فعلی است و همین هزینه درک شده انتخاب $a = h$ را افزایش می‌دهد. این موضوع معرف آن است که مجموعه‌ای از افراد در زمان $t = ۱$ باورهای خوشبینانه را برای خودشان در زمان $t = ۱$ انتخاب می‌کنند (Friehe & Pannenberg, 2020).

به طور خاص، افراد با $\rho \in \left[p^{k}_{t=0}\ ,\ p^{k}_{t=1}\right)$ می‌خواهند باورهایشان را از p به $p^{k}_{t=1}$ افزایش دهند تا انتخابشان را از $a = h$ در زمان $t = 1$ امکان‌پذیر کنند. با توجه به تاثیر صبر، می‌توان دریافت که هر دو $p^{k}_{t=0}$ و $p^{k}_{t=1}$ در δ در حال کاهش هستند و $p^{k}_{t=1}$ با نرخ سریع‌تری در حال کاهش است. این دلالت بر آن دارد که افراد کمتری باورهای بیش از حد مطمئن را ترجیح می‌دهند و وقتی صبر و شکیبایی افراد افزایش پیدا کند، باورهای خود را به میزان کمتری تحریف می‌کنند. بنابراین، براساس توضیحاتی که ارائه شد، این فرضیه اصلی استخراج شده که به طور متوسط، صبر بیشتر با سوگیری (یا خودبرترانگاری) کمتر در باورها مرتبط است (Friehe & Pannenberg, 2020).

۲-۲. ارتباط سوگیری با سایر متغیرهای کمکی

ترجیحات ریسک: ریسک و عدم اطمینان تقریبا در هر تصمیم مهم اقتصادی نقش دارد در نتیجه درک نگرش‌های فردی نسبت به ریسک ارتباط مستقیمی با هدف درک و پیش‌بینی رفتار اقتصادی دارد (Dohmen et al., 2011).

مطالعات متعددی استناد کرده‌اند که نگرش‌های اساسی اقتصادی بر تصمیم‌گیری فردی در هزاران زمینه تاثیر می‌گذارد، نگرش‌های ریسکی تاثیر کلیدی بر تصمیمات اقتصادی (به عنوان مثال تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، نتایج بازارکار)، نتایج جمعیت‌شناختی (به عنوان مثال تصمیمات باروری) و رفتار سیاسی- اجتماعی (به عنوان مثال رأی دادن) دارد (Dohmen et al., 2017). به همین دلیل به نظر می‌رسد که بین اعتماد به نفس (نوعی از اطمینان بیش از حد که در دسته‌بندی باورهای باانگیزه قرار دارد) و تمایل بیشتر به ریسک‌پذیری ارتباط مثبت و معناداری وجود داشته باشد. به عنوان مثال، اطمینان بیش از حد در مورد توانایی‌های خود و تمایل به ریسک کردن، ممکن است از عواقب مشترک ویژگی‌های خاص شخصیتی یا حالات احساسی و خلقی (مانند خوش‌بینی) باشد (Murad et al., 2016).

خوش‌بینی: برخلاف متغیر وابسته که در این تحقیق بحث عملکرد فرد را مورد ارزیابی قرار می‌دهد در اینجا متغیر خوش‌بینی به عنوان یک متغیر کمکی براساس هگر و پاپاجرج[1]،

1. Heger, S. A., & Papageorge, N. W.

(۲۰۱۸) و فریه و پاننبرگ (۲۰۲۰)، مرتبط با عملکرد یا خود فرد نیست، بلکه تمایل به بیش‌ارزیابی بازده بالاتر یا نتایج ترجیحی را مجسم می‌کند. این تمایز به دو دلیل صورت گرفته است: دلیل اول، هدف قرار دادن اطمینان بیش از حد در مقابل زمینه‌ای که عملکرد در آن هیچ نقشی ندارد و مداخله پیش‌بینی را هدف قرار می‌دهد. دلیل دوم، گنجاندن انتظارات ذهنی در مدل‌های ساختاری تصمیم‌گیری از اهمیت فراوانی برخوردار است. از آنجایی که مبحث اطمینان بیش از حد و به طور خاص سوگیری مورد انتظار با عنوان تفاوت بین انتظارات فرد و میزان تحقق انتظارات همراه است، گنجاندن متغیر خوش‌بینی به عنوان متغیر کمکی نشان‌دهنده تمایل فرد به بیش‌ارزیابی رخداد نتایج ترجیحی است. به خاطر اینکه متغیر کمکی خوش‌بینی می‌توانند افکار آرزومندانه[1] را هدایت کند، تشخیص نادرست منبع افکار خوش‌بینانه می‌تواند منجر به پیش‌بینی‌های نادرست و باورهای خلاف واقع در نتایج رفتاری شود؛ به همین خاطر در نظر گرفتن این مورد و بررسی تاثیر آن بر سوگیری از اهمیت فراوانی برخوردار است. مطابق با مطالعه هگر و پاپاجرج (۲۰۱۸) بین اطمینان بیش از حد و خوش‌بینی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد.

ویژگی‌های شخصیتی: براساس نظریات این بخش، ارتباط متنوع بین ویژگی‌های شخصیتی و اطمینان بیش از حد وجود دارد و هر کدام از ابعاد شخصیتی به عنوان ویژگی‌های شخصیتی می‌توانند ارتباط مثبت یا منفی را با اطمینان بیش از حد دارا باشند (Schaefer et al., 2004). ویژگی‌های شخصیتی در اینجا شامل پنج ویژگی بزرگ شخصیتی شامل گشودگی تجربه (نشان‌دهنده کنجکاو و خلاق بودن در جهان درونی و میل به تجربه داشتن در دنیای بیرونی فرد)، (وظیفه‌شناسی (نشان‌دهنده اراده، دقت، خوش قولی وانضباط و تلاش برای موفقیت فرد))، برون‌گرایی (تمایل فرد به مثبت بودن، جرات‌طلبی، پرانرژی بودن، صمیمی بودن، جامعه‌گرایی فرد)، توافق‌پذیری (نشان‌دهنده نوع دوست بودن فرد و توانایی فرد در همدردی با دیگران و باور داشتن به اینکه دیگران نیز متقابلا کمک‌کننده هستند) و روان‌رنجوری (در آن ثبات عاطفی بالا و اضطراب پایین در یک سوی پیوستار و بی‌ثباتی عاطفی و اضطراب بالا در سوی دیگر پیوستار قرار دارد) است (قلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴).

1. Wishful Thinking

درک اینکه چگونه توافق‌پذیری با اطمینان بیش از حد ارتباط دارد، دشوار است و هیچ پیش‌بینی محکمی در مورد ارتباط توافق‌پذیری با اطمینان بیش از حد ارائه نشده، اما گزارش شده است که بین توافق‌پذیری و خودشیفتگی ارتباط منفی و معناداری وجود دارد و اینکه به طور مشابه پیش‌بینی شده است که بین روان‌رنجوری و اطمینان بیش از حد ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. این پیش‌بینی با یافته‌هایی که ارتباط منفی خوش‌بینی گرایشی و روان‌رنجوری را گزارش می‌دهند، سازگار است، چراکه منفی بودن در برخی اشکال به طور منفی به اعتماد به نفس مربوط می‌شود (Schaefer et al., 2004).

مطابق با فریه و پاننبرگ (Friehe & Pannenberg, 2019) پیش‌بینی شده است برون‌گرایی، میل به تجربه، وظیفه‌شناسی به عنوان نشانه‌هایی از قدرت اجتماعی افراد ارتباط مثبت و معناداری را با اطمینان بیش از حد دارا هستند.

خودمختاری شغلی: تاثیر خودمختاری شغلی بر میزان سوگیری ناشی از باور بسیار حائز اهمیت است. خودمختاری برای تصمیم‌گیری در مورد امور مرتبط با شغل، برخی اختیارات را به فرد می‌دهد و پیشبرد و توسعه فردی را فراهم می‌کند و سطح رضایت‌مندی کارکنان را افزایش می‌دهد و بنابراین منجر به توانمندسازی می‌شود. خودمختاری را می‌توان در تصمیم‌گیری به ویژه در مورد فرآیند کار، رویه، زمان، تلاش مشاهده کرد (George, 2013). از آنجایی که خودمختاری شغلی درک شده تا حدی متاثر از خودکارآمدی افراد است، خودکارآمدی تعیین می‌کند که چگونه فرصت‌ها و موانع محیطی درک می‌شوند. برای مثال، افرادی که دارای حس قوی کارایی هستند، ممکن است تجربه گسترده‌تری داشته باشند. بنابراین، انتظار می‌رود که رابطه بین خودکارآمدی و استقلال شغلی درک شده مثبت باشد (Federici, 2013). از آنجایی که خودکارآمدی فرد می‌تواند منجر به اطمینان بیش از حد در افراد شود. این متغیر نشان‌دهنده این است که خودمختاری و استقلال شغلی بالاتر در کار منجر به بالا رفتن اعتماد به نفس فرد و اطمینان نسبت به خود می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت بین خودمختاری شغلی و اطمینان بیش از حد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

۳. پیشینه پژوهش

مرور تحقیقات قبلی نشان داده است مطالعات داخلی از حیث جزئیات مبحث اطمینان بیش از حد کمتر در حوزه پژوهش حاضر هستند به دلیل اینکه مبحث اطمینان بیش از حد را به عنوان یک متغیر مستقل بر متغیرهای متنوع در حوزه‌های سرمایه‌گذاری، مالی، مدیریتی به شکل گروهی مورد بررسی قرار داده‌اند. به عنوان نمونه می‌توان به خوش‌طینت و نادی قمی (۱۳۸۸)، جهانخانی و همکاران (۱۳۸۸)، چاووشی و همکاران (۱۳۹۴)، فروغی و موذنی (۱۳۹۶)، سلیمانی امیری و گروه‌ای (۱۳۹۶)، احمدی و همکاران (۱۳۹۸) اشاره کرد. به همین خاطر پیشینه پژوهش این موضوع به مطالعات خارجی برمی‌گردد به دلیل اینکه به شکل جزئی در حوزه تحقیق حاضر هستند.

پارک و سانتوس پیناتو[1] (۲۰۱۰)، سوگیری بیش‌ارزیابی که یک نوع از دسته‌بندی‌های سوگیری‌های اطمینان بیش از حد را مورد بررسی قرار داده است. برای بررسی این سوگیری از یک نظرسنجی میدانی با استفاده از بررسی کیفیت باورهای فرد در مورد عملکرد نسبی در دو مسابقه شطرنج و پوکر استفاده شده است. آن‌ها بر این باورند که شطرنج، مسابقه‌ای است که در آن مهارت بسیار مهم است و افراد مورد آزمایش اطلاعات بسیار خوبی در مورد مهارت نسبی خود دارند، اما در پوکر شانس بسیار مهم است و توانایی نسبی احتمالا بسیار نامشخص‌تر است. اطمینان بیش از حد در دو مسابقه پوکر و شطرنج به دو صورت پیش‌بینی و شرط‌بندی اندازه‌گیری شده است. با این وجود با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی مقدار خطای پیش‌بینی (سوگیری) دو نوع مسابقه پوکر و شطرنج مقایسه شده است. نتایج تحقیق نشان‌دهنده شواهدی از اعتماد بیش از حد هم در پیش‌بینی‌ها و هم در شرط‌بندی‌ها بوده است. به این صورت که در محیط نامطمئن‌تر پوکر، هم پیش‌بینی‌ها و هم شرط‌ها حدس‌های تصادفی بوده‌اند. در مسابقات شطرنج که بازیکنان اطلاعات خوبی در مورد توانایی خود دارند، هم پیش‌بینی‌ها و هم شرط‌بندی‌ها حدس‌های آگاهانه بوده‌اند و بازیکنانی که توانایی بالاتری دارند، تخمین‌های بهتری نسبت به کسانی که توانایی کمتری دارند، انجام داده‌اند و پیش‌بینی‌های بازیکنان شطرنج کارآمد نیست.

1. Park, Y. J., & Santos-Pinto, L.

رینگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) در تحقیقی برای بررسی سوگیری‌های بیش‌ارزیابی و خودبرترانگاری که سوگیری‌های ناشی از اطمینان بیش از حد هستند، وظایفی را براساس آزمون بازتاب شناختی برای شرکت‌کنندگان در پژوهش خود تعریف کردند که در آن شرکت‌کنندگان در هفت مرحله آزمون را پاسخ دهند. سپس از شرکت‌کنندگان خواسته شده که تعداد پاسخ‌های صحیح خود، دیگران و زنان و مردان را پیش‌بینی کنند. برای بررسی این نوع سوگیری، تفاوت بین پیش‌بینی‌های افراد و مقادیر محقق شده از پیش‌بینی آن‌ها محاسبه شده است. برای سوگیری خودبرترانگاری آن را براساس سوگیری درون جنسیتی و بین جنسیتی بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان داده است که مردان نسبت به زنان امتیاز بیشتری کسب کردند و هم مردان و هم زنان نسبت به عملکرد خود بسیار خوش‌بین بودند؛ به عبارت دیگر، هم مردان و هم زنان عملکرد خود را بیش از حد ارزیابی کردند. مقایسه پیش‌بینی‌های مربوط به جنسیت، نشان داده است که مردان فکر می‌کنند به طور قابل‌توجهی بهتر از مردان دیگر عمل می‌کنند. همچنین مردان تمایل دارند جایگاه خود را بالاتر از زنان نشان دهند. نتایج سوگیری درون جنسیتی نشان داده است که سوگیری مردان به طور قابل توجهی بیشتر از زنان است، اما در نتایج سوگیری برون جنسیتی نتیجه معناداری یافت نشد.

فلد و همکاران[2] (۲۰۱۷) تئوری دانیگ کروگر[3] که در آن استدلال شده است افراد با مهارت پایین اطمینان بیش از حد از خود نشان می‌دهند و عملکرد خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند در حالی که افراد با مهارت بالا در ارزیابی عملکردشان از دقت بالایی برخوردار هستند را با دو روش از نظر اطمینان بیش از حد (بیش ارزیابی) و مهارت مورد بررسی قرار داده‌اند. در ابتدا با نمونه‌ای از ۸۹ دانشجوی اقتصاد که چهار هفته قبل از امتحان از آن‌ها خواسته شده نمره عملکرد خود را در آزمون پیش‌بینی کنند، تخمین زده‌اند. سپس با معدل سال اول[4] دانش‌آموزان به شکل متغیر ابزاری به عنوان عملکرد امتحان با رویکرد متغیرهای ابزاری[5] آن را برآورد کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داده است که دانش‌آموزانی که در امتحان عملکرد ضعیفی داشتند، عملکرد امتحان خود را نیز بیش از حد ارزیابی

1. Ring, P., et al.
2. Feld, J., et al.
3. Dunning Kruger Effect
4. Grade Point Average
5. Instrumental Variables

کردند. همچنین نتایج مهارت نیز تاییدکننده اثر دانکینگ کروگر بوده است؛ یعنی افراد کم مهارت به شدت اطمینان بیش از حد دارند و افراد با مهارت بالا در ارزیابی مهارت خود دقیق‌تر هستند.

مگنوس و پرستسکی[1] (۲۰۱۸) برای بررسی و اندازه‌گیری سوگیری اطمینان بیش از حد، انتظارات دانشجویان دختر و پسر را در مورد نمره امتحانشان مورد بررسی قرار داده‌اند. به این صورت که با استفاده از ۵۹۲ نفر نمونه دانشجویان سال دوم کارشناسی آمار مسکو طی یک دوره ۵ ساله نمرات آن‌ها با پیش‌بینی ایشان از نمراتشان مقایسه شده است. در طول دوره، هر دانشجو سه امتحان داده و در هر امتحان نمره خود را پیش‌بینی کرده است. همانطور که انتظار می‌رفت، نتایج تحقیق با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی موید آن بوده که انتظارات نمره دانشجویان منطقی نیست و اکثر دانشجویان اعتماد به نفس بیش از حد دارند. اولا اعتماد به نفس بیش از حد در طول دوره کاهش می‌یابد و در امتحان سوم پایین‌ترین مقدار را داراست که نشان می‌دهد دانشجویان انتظارات خود را با جمع شدن اطلاعات تنظیم می‌کنند؛ به ویژه زمانی که امتحان سوم وزن بیشتری در نمره کل دوره داشته باشد. دوما، دانشجویان دختر نسبت به دانشجویان پسر سطح اعتماد به نفس بیش از حد پایین‌تری دارند، بنابراین، رفتار منطقی‌تری از خود نشان می‌دهند. سوما، دانش‌آموزان دختر نه تنها پیش‌بینی‌کننده‌های بهتری هستند، بلکه سریع‌تر از دانش‌آموزان پسر یاد می‌گیرند که نشان‌دهنده تعدیل سریع‌تر انتظارات نمره دانشجویان دختر بوده است. چهارم اینکه اعتماد به نفس بیش از حد تاثیر مثبتی بر نمرات امتحانی دانشجویان داشته است.

فریه و پاننبرگ (۲۰۱۹) در تحقیقی بررسی کرده‌اند که چگونه جایگاه نسبی (یعنی تفاوت بین خود ارزیابی شده فرد و جایگاه واقعی فرد) و احتمال خودبرترانگاری در طول عمر افراد متفاوت است. برای این کار از مشخصات سنی دوران بلوغ جوانی تا پایان دوره استخدام اوایل دهه ۶۰ سالگی ۴۶۲ نفر کارکن تمام‌وقت مجموعه داده‌های نماینده آلمان استفاده شده است. این تحقیق از اطمینان بیش از حد (به دو شکل جایگاه نسبی و احتمال خودبرتر انگاری) به عنوان متغیر وابسته و از سن به عنوان متغیر مستقل بهره برده است. همچنین تعدادی متغیر از جمله ویژگی‌های شخصیتی، توانایی‌شناختی، ترجیحات ریسک و

1. Magnus, J. R., & Peresetsky, A.

زمانی و... را به عنوان متغیر کنترلی به کار برده است. علاوه بر این، برای مجزا کردن سن از اثرات گروهی شیب سنی از دو متغیر پروکسی گروهی متوسط نرخ بیکاری و متوسط تولید ناخالص داخلی نیز استفاده شده است. روش تخمین در این تحقیق حداقل مربعات معمولی و رگرسیون نیمه‌پارامتریک بوده است. نتایج تحقیق نشان داده است که اطمینان بیش از حد با سن ارتباط معناداری دارد به این صورت که در تمامی نتایج، اطمینان بیش از حد (دو معیار، جایگاه نسبی و احتمال خودبرترانگاری) مربوط به دستمزد کارکنان تمام وقت در آلمان به طور قابل توجهی در طول عمر از ۲۰ سالگی به ۵۰ سالگی افزایش می‌یابد.

بریل و همکاران[1] (۲۰۲۰) در تحقیقی اثر اطمینان بیش از حد را بر تفاوت‌های جنسیتی در آینده‌نگری حقوق ماهیانه افراد بررسی کرده‌اند. به این صورت که با استفاده از نظرسنجی از ۲۰۶۱ نفر از دانشجویان خواسته شده انتظارات از حقوق اولیه آینده خودشان و میانگین حقوق اولیه آینده دانشجویان دیگر را پیش‌بینی کنند. شاخص اطمینان معیار این تحقیق از نسبت همین دو انتظار تشکیل شده است. همچنین شاخص‌های جایگزین بیش (کم) اطمینانی که شاخص اطمینان معیار را با معدل متوسطه دبیرستان فرد مرتبط می‌کند را در نظر گرفته است. علت در نظر گرفتن شاخص‌های اطمینان جایگزین این بوده که ممکن است شاخص اطمینان معیار تفاوت در توانایی را به جای اطمینان بیش از حد فرد منعکس کند. سپس از همین معیارهای اطمینان برای نشان دادن (کمی کردن) سهم اطمینان در تفاوت‌های جنسیتی حقوق اولیه مورد انتظار استفاده کرده است. برای انجام کمی کردن از روش تجزیه وش تجزیه اوکساکا بلایندر[2] برای میانگین حقوق اولیه مورد انتظار و چندک غیرشرطی حقوق اولیه مورد انتظار بهره جسته است. برای داده‌های تحقیق از یک نظرسنجی از دانشجویان دانشگاه زارلند آلمان طی بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۱۱ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان داده است که میانگین حقوق اولیه مورد انتظار زنان ۱۷ درصد کمتر از مردان بوده است. در عین حال، مردان نسبت به زنان اطمینان بیش از حد بیشتری داشته‌اند و با توجه به نتایج شاخص اطمینان معیار، شکاف جنسیتی در اطمینان تقریبا هشت درصد بوده است. تجزیه چندک‌های غیرشرطی حقوق‌های مورد انتظار نشان داده است

1. Briel, S., et al.
2. Oaxaca-Blinder

که سهم تفاوت‌های جنسیتی در اطمینان به شکاف جنسیتی به ویژه در پایین و بالای توزیع دستمزد مورد انتظار قوی بوده است.

با در نظر داشتن مبنای نظری و کاربردی بسیار وسیع سوگیری ناشی از اطمینان بیش از حد در مقالات متعدد و با توجه به مرور پیشینه پژوهش مطالعه حاضر در سطح داخلی و خارجی، این تحقیق به عنوان اولین مطالعه‌ای است در ایران سه جنبه جدید را در مقایسه با پژوهش‌های اخیر مدنظر قرار داده است: ۱- به موضوع سوگیری‌های ناشی از اطمینان بیش از حد در سطح فردی و در میان افراد شاغل پرداخته است، ۲- ارتباط سوگیری‌های ناشی از اطمینان بیش از حد با ترجیحات زمانی افراد را مدنظر قرار داده و ۳- به طور ویژه سوگیری‌های ناشی از اطمینان بیش از حد افراد را در چهارچوب خودبرترانگاری مورد بررسی قرار می‌دهد.

٤. روش‌شناسی پژوهش

روش نمونه‌گیری از افراد، روش نمونه‌گیری در دسترس است که به طور معمول در مطالعات رفتاری و فردی از همین روش استفاده می‌شود. شیوه جمع‌آوری داده‌ها از طریق پرسشنامه و به صورت طولی است که در دو مرحله صورت گرفته است. مرحله اول در اسفند سال ۱۳۹۹ و مرحله دوم در مهر ماه ۱۴۰۰ صورت گرفته است. جامعه آماری تحقیق ۲۰۴ نفر افراد حضور یافته در اسفند ماه ۱۳۹۹ در دانشگاه ایلام هستند. این افراد شامل کارکنان و اعضای هیات علمی دانشگاه ایلام بودند. علاوه بر این، برای تشکیل گروه مرجع چند سوال اصلی به شکل پرسشنامه از ۱۷۸ نفر افراد از گروه‌های مشاغل حقوق بگیر در مهر ماه ۱۴۰۰ مورد پرسش قرار گرفت.

در مرحله اول که در اسفند ماه سال ۱۳۹۹ صورت پذیرفت، پرسشنامه‌ای در میان کارکنان و اعضای هیات علمی دانشگاه ایلام توزیع شد که اصلی‌ترین سوال پرسشنامه در آن دستمزد مورد انتظار افراد در سال آینده (۱۴۰۰) بود. همچنین سوالاتی شامل جنسیت افراد، سابقه کار، تعداد ساعات کار در هفته، سطح تحصیلات، خوش‌بینی، خودمختاری شغلی، (ترجیحات زمانی (صبر))، ترجیحات ریسک، تصور افراد از ۱۰۰ نفر تصادفی، دستمزد ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ و دستمزد ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ مورد پرسش قرار گرفت.

در مرحله دوم در مهر ماه ۱۴۰۰، دستمزد تحقق یافته افراد در سال ۱۴۰۰ و سوالات مرتبط با هوش سیال و هوش متبلور و سوالات مربوط به ویژگی‌های شخصیتی افراد مورد پرسش قرار گرفت. همچنین برای تشکیل گروه مرجع پنج سوال اصلی شامل سن، جنسیت، نوع شغل، تحصیلات، میزان دستمزد ناخالص ماهیانه به شکل پرسشنامه از ۱۷۸ نفر افراد از گروه‌های مشاغل حقوق بگیر در مهر ماه ۱۴۰۰ مورد پرسش قرار گرفت.

در این تحقیق، موضوع اثر درخواستی آزمایشگر[1] مدنظر قرار داده شد؛ به این شکل که در جهت اطمینان از اینکه پاسخ آزمودنی‌ها بر مبنای تلاش برای حدس زدن خواست ما نباشد و متناسب با آن پاسخ داده نشود و برای جلوگیری از تایید تصنعی و ساختگی فرضیه اصلی تحقیق، افراد در دسترسی که انتظارات خود را از حقوق ماهیانه مطرح کردند به هیچ وجه از هدف اصلی پژوهش مطلع نبودند. اطلاعات آزمودنی‌ها تنها به همکاری در تکمیل پرسشنامه در مرحله دوم محدود شد به طوری که افراد مورد آزمایش از سوالات احتمالی در چند ماه آینده مطلع نبودند.

در این تحقیق براساس روش فریه و پاننبرگ (۲۰۲۰) به چگونگی ارتباط ترجیحات زمانی با سوگیری در انتظارات دستمزد ناخالص نسبی سال $t+1$ با توجه به متغیرهای کنترلی نظیر ویژگی‌های شخصیتی، توانایی‌شناختی، ترجیحات ریسک، ویژگی‌های جمعیتی و اقتصادی- اجتماعی و دستمزد نسبی سال t پرداخته می‌شود. برای مطالعه این رابطه از دو استراتژی تجربی استفاده می‌شود. در ابتدا، با یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی شروع می‌کنیم، سپس از برآوردگر رگرسیون نیمه‌پارامتریک برای ایجاد انعطاف‌پذیری بیشتر در رابطه بین سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار سال $t+1$ و صدک[2] دستمزد ناخالص نسبی مشاهده شده در سال t ؛ یعنی سالی که انتظارات شکل گرفته است استفاده می‌شود.

به منظور پاسخگویی به سوالات تحقیق در ابتدا از مدل حداقل مربعات معمولی به صورت رابطه (۷) استفاده می‌شود.

---

1. Experimenter demand effect

۲. متغیرهای میزان حقوق ناخالص ماهیانه (۱۳۹۹ یا ۱۳۹۸) به صورت صدک در نرم افزار اکسل محاسبه شده‌اند و در مدل‌های رگرسیونی وارد شده‌اند.

$$y_i = \alpha + \beta X_i^T + \epsilon_i \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، y متغیر وابسته فرد i ام و x برداری از متغیرهای توضیحی فرد i ام، α عرض از مبدا، ϵ_i همان جمله اخلال، β برداری از ضرایب متغیرهای توضیحی است.

در مرحله دوم، مطابق با مطالعه ورواردی و دبارسی[1] (۲۰۱۱)، مدل کلی برای رگرسیون نیمه‌پارامتریک رابینسون به صورت رابطه (۸) استفاده می‌شود.

$$y_i = \alpha + \beta X_i^T + Z_i^T + \epsilon_i \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، y متغیر وابسته فرد i ام و x برداری از متغیرهای توضیحی فرد iام، z برداری از متغیرهای توضیحی که به صورت غیرخطی وارد مدل می‌شود، α عرض از مبدا، ϵ_i همان جمله اخلال، β برداری از ضرایب متغیرهای توضیحی است.

در هر دو مدل حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک، متغیر وابسته سوگیری فرد iام در دستمزد نسبی مورد انتظار برای سال $t+1$ ، متغیرهای سمت راست شامل متغیر اصلی (ترجیحات زمانی (صبر)) و متغیرهای کنترلی همچون: ترجیحات ریسک، (توانایی‌شناختی (هوش‌سیال و هوش متبلور)، ویژگی‌های شخصیتی و خوش بینی و ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی فردی، دستمزد نسبی سال t است. در تمامی مدل‌های نیمه پارامتریک برای کاهش سوگیری افراد تنها متغیر صدک دستمزد نسبی فرد در سال t به شکل غیرخطی وارد مدل شده است.

براساس مطالعه فریه و پاننبرگ (۲۰۲۰)، سه نوع متغیر وابسته در این تحقیق وجود دارد: ۱- سوگیری[2] در دستمزد نسبی مورد انتظار که به صورت تفاوت بین صدک مورد انتظار

1. Verardi, V., & Debarsy, N.

۲. مکانیزم افزایش حقوق افراد در اینجا تعیین‌کننده میزان انتظارات افراد نبوده است، این بدان معناست که در این تحقیق فرد در بیان انتظارات خود کاملا آزاد است و هیچ قید و محدودیتی در بیان انتظارش وجود ندارد؛ فرد پاسخ‌دهنده می‌تواند تجربیات خود در سال‌های اخیر را در مطرح کردن انتظارش در نظر بگیرد. براساس برنامه آتی ارتقا و... دستمزد خود را حدس بزند و یا حتی اصلا تجربیات خود را از افزایش حقوق درنظر نگیرد. به عنوان مثال، فردی که حقوق یک میلیون و پانصد هزار تومان داشته است، انتظار افزایش به شدت نامعقولی در دستمزدش داشته باشد؛ یعنی انتظار داشته

حقوق ناخالص ماهیانه فرد در سال ۱۴۰۰ و صدک تحقق‌یافته حقوق ناخالص افراد در سال ۱۴۰۰ تعریف می‌شود.

۲- سوگیری در دستمزد براساس تحصیلات مشابه به صورت تفاوت بین صدک تصور فرد از تعداد افرادی که حقوق ماهیانه بالاتری نسبت به او می‌گیرند و میزان صدک محقق شده از تصورات فرد در گروه مرجع براساس داشتن مدرک تحصیلی دانشگاهی محاسبه شده است.

۳- سوگیری در دستمزد براساس جنسیت مشابه به صورت تفاوت بین صدک تصور فرد از تعداد افرادی که حقوق ماهیانه بالاتری نسبت به او می‌گیرند و میزان صدک محقق شده از تصورات فرد در گروه مرجع براساس جنسیت مشابه (زن یا مرد بودن فرد) محاسبه شده است.

متغیر مستقل اصلی مدنظر تحقیق ترجیحات زمانی (صبر) است؛ این متغیر همان متغیری است که فریه و پانبرگ (۲۰۲۰) بر آن تاکید داشته‌اند. این معیار برای ترجیحات زمانی مورد استفاده قرار گرفته و بر مبنای این سوال به آن پاسخ داده شده است که میزان بی‌تابی یا صبوری خود را از میان مقیاس ۱۱ درجه‌ای لیکرت انتخاب کنید که در آن عدد یک به معنای درجه پایین صبوری فرد و عدد ۱۱ درجه بالای صبوری فرد را از طرف پاسخ‌دهنده اعلام می‌کند.

مطابق با الگوی فریه و پانبرگ (۲۰۲۰)، متغیرهای کنترلی همچون ترجیحات ریسک، جنسیت، سن، مجذور سن، نوع تحصیلات دانشگاهی، صدک دستمزد ناخالص ماهیانه سال ۱۳۹۹، صدک دستمزد ناخالص ماهیانه سال ۱۳۹۸، ویژگی‌های شخصیتی (روان‌رنجوری، توافق‌پذیری، برون‌گرایی، گشودگی به تجربه و وظیفه‌شناسی)، (توانایی شناختی (هوش سیال و هوش متبلور))، سابقه کار و خودمختاری شغلی در نظر گرفته شد. متغیرهای کمکی نیز در ادامه توضیح داده شده است.

باشد حقوق ماهیانه‌اش ۲۰۰ میلیون تومان باشد، چراکه میزان انتظارات حقوق افراد و میزان تحقق یافته حقوق ماهیانه افراد در نهایت در قالب صدک محاسبه شده است؛ یعنی فرد در پایین‌ترین صدک در توزیع دستمزد انتظار دارد در بالاترین جایگاه در توزیع ظاهر شود و سوگیری او (تفاوت بین صدک مورد انتظار و صدک تحقق یافته) حدود بالای ۹۰ باشد.

- ترجیحات ریسک: میزان درجه ریسک‌پذیری پاسخ‌دهنده تحت این سوال مورد پرسش قرار گرفته است که «آیا شما فرد ریسک‌پذیری هستید یا سعی در جلوگیری از ریسک‌پذیری دارید؟» پاسخ‌دهندگان برای اعلام پاسخ خود در یک طیف ۱۱ درجه‌ای پاسخ خود را گزارش کرده‌اند. عدد یک به معنای کاملا ریسک‌گریز و عدد ۱۱ به معنای کاملا ریسک‌پذیر بوده است (Friehe & Pannenberg, 2020).

- ویژگی‌های شخصیتی: شامل پنج ویژگی بزرگ شخصیتی که این موارد به عنوان مجموعه‌ای از توصیف تفاوت‌های فردی استفاده شده است براساس مطالعه فریه و پاننبرگ (۲۰۲۰) شامل موارد زیر است:

برون‌گرایی: به معنای تمایل فرد به مثبت بودن، جرات طلبی، پرانرژی بودن، صمیمی بودن و جامعه‌گرایی است (قلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴) که تحت عنوان سه سوال با مقیاس ۷ درجه‌ای لیکرت مورد پرسش قرار گرفته است. امتیاز متغیر، جمع ساده پاسخ‌های سه سوال است. امتیاز بالاتر نشان‌دهنده برون‌گرایی بیشتر فرد و امتیاز پایین‌تر نشان‌دهنده‌ی برون‌گرایی کمتر فرد است.

روان‌رنجوری: در آن میزان ثبات عاطفی و اضطراب فرد مدنظر بوده است. این متغیر نیز تحت سه سوال با مقیاس ۷ درجه‌ای لیکرت مورد پرسش قرار گرفته است. امتیاز بالاتر متغیر به معنای ثبات عاطفی بالاتر و امتیاز پایین‌تر به معنای ثبات عاطفی پایین‌تر است.

توافق‌پذیری: نشان‌دهنده توانایی همدردی فرد با دیگران و باور داشتن به اینکه دیگران نیز متقابلا کمک‌کننده هستند (قلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴). این متغیر تحت سه سوال با مقیاس ۷ درجه‌ای لیکرت مورد پرسش قرار گرفته است. امتیاز بالاتر متغیر به معنای توافق‌پذیری بالاتر و امتیاز پایین‌تر به معنای توافق‌پذیری پایین‌تر است.

گشودگی به تجربه: نشان‌دهنده کنجکاو و خلاق بودن فرد در جهان درونی و میل به تجربه داشتن در دنیای بیرونی (قلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴) که تحت عنوان چهار سوال، هر سوال با مقیاس طیف ۷ درجه‌ای لیکرت مورد پرسش قرار گرفته است. مقدار متغیر جمع ساده پاسخ‌های چهار سوال است. امتیاز بالاتر نشان‌دهنده میل به تجربه بالاتر و امتیاز پایین‌تر نشان‌دهنده میل به تجربه پایین‌تر است.

وظیفه‌شناسی: نشان‌دهنده اراده، دقت، خوش قولی و انضباط و تلاش فردی برای موفقیت است (قلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴) و تحت عنوان سه سوال با مقیاس طیف ۷ درجه‌ای لیکرت مورد پرسش قرار گرفته است.

خوش‌بینی: برای این متغیر یک متغیر مجازی در نظر گرفته شده که اگر فرد به آینده خوش‌بین بوده، عدد یک و اگر خوش‌بین نبوده، عدد صفر را گزارش داده است.

خودمختاری شغلی: برای این متغیر نیز یک متغیر مجازی در نظر گرفته شده که در آن از فرد پرسیده شده است، آیا در شغل فعلی خود بر دیگران نظارت دارید یا خیر؟ برای پاسخ بله، عدد یک و برای پاسخ خیر، عدد صفر درنظر گرفته شده است.

توانایی شناختی: ممکن است توانایی ذهنی و فکری فرد در خصوص برآورد موقعیت جدید در توزیع دستمزد ناخالص ماهانه مهم باشد. دوهمن و همکاران[1] (۲۰۱۱) نشان داده‌اند که افراد کم تحمل‌تر از توانایی شناختی کمتری برخوردارند و این ممکن است در شناسایی ترجیحات زمانی یک مورد کلیدی باشد (Friehe & Pannenberg, 2020).

این بخش شامل دو بخش هوش سیال و هوش متبلور است که براساس سوالات بیو بانک[2] مورد پرسش قرار گرفته است. هوش سیال شامل ۸ سوال و هوش متبلور شامل ۱۳ سوال بوده است. امتیاز متغیرها برابر با تعداد سوالات صحیح پاسخ داده شده است. پاسخ‌های غلط امتیاز منفی نداشته است.

دستمزد ناخالص نسبی سال ۱۳۹۹: صدک دستمزد ناخالص نسبی ۱۳۹۹ در مدل رگرسیونی قرار داده شده تا سوگیری در دستمزد ناخالص نسبی سال آینده فرد را کاهش دهد و همین‌طور یک رابطه غیرخطی بین سوگیری مورد انتظار سال ۱۴۰۰ و دستمزد نسبی سال ۱۳۹۹ را در مدل نیمه‌پارامتریک ایجاد کند. همچنین متغیر صدک دستمزد نسبی سال ۱۳۹۸ نیز در مدل رگرسیونی وارد شده است.

ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی: شامل متغیر سن، متغیر مجازی جنسیت، متغیر مجازی تولد در ایران، متغیر مجازی تحصیلات دانشگاهی و متغیر رسته‌ای تحصیلات دانشگاهی، سابقه‌کاری فرد، تعداد ساعات‌کاری در نظر گرفته شد. در بخش استواری نتایج، دستمزد

1. Dohmen, et al.
2. Biobank

تجربه شده به عنوان یک متغیر توضیحی دیگر در نظر گرفته شده است که این متغیر به عنوان تفاوت بین صدک حقوق ناخالص ماهیانه سال فعلی و صدک حقوق ناخالص ماهیانه سال گذشته محاسبه شد.

مراحل تخمین مدل بدین صورت است که در چهار مرحله نتایج بر اساس مدل حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک تخمین زده خواهند شد. مرحله اول براساس متغیر وابسته اصلی تحقیق؛ یعنی سوگیری در دستمزد مورد انتظار سال ۱۴۰۰ و متغیر مستقل اصلی لیکرت ترجیحات زمانی و سایر متغیرهای کنترلی دارای اثر معنادار در نظر گرفته می‌شوند. سه مرحله دیگر در بخش استواری نتایج براساس مدل حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک به شرح زیر تخمین زده می‌شوند.

۱- براساس متغیر مجازی صبر: در این بخش متغیر وابسته همان متغیر وابسته اصلی تحقیق؛ یعنی سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار افراد در سال ۱۴۰۰ است. متغیر مستقل اصلی تحقیق از مقیاس لیکرت به شکل مجازی تغییر می‌کند. تغییرات آن بدین صورت است که به پاسخ‌هایی که صبر را از اعداد ۸ تا ۱۱ در مقیاس لیکرت انتخاب کرده‌اند، عدد یک تعلق می‌گیرد و به پاسخ‌هایی که صبر خود را پایین‌تر از عدد ۸ انتخاب کرده‌اند عدد صفر تعلق می‌گیرد. به علاوه متغیرهای کنترلی تاثیرگذار هم در مدل‌ها حفظ خواهند شد.

۲- براساس تغییرات گروه مرجع: در این بخش براساس سوالی که از تکمیل‌کنندگان پرسشنامه پرسیده شده، این است که از بین یک گروه ۱۰۰ نفری از هموطنان شاغل حقوق بگیر همسن شما، شما فکر می‌کنید در سال ۱۴۰۰چند نفر حقوق ناخالص ماهانه بالاتری نسبت به شما می‌گیرند؟ دو متغیر وابسته تحت عناوین سوگیری در دستمزد افراد همسن و سال براساس جنسیت مشابه و تحصیلات مشابه در نظر گرفته می‌شود. این متغیرها براساس تفاوت بین تصور فرد از تعداد افرادی که دستمزد بالاتری نسبت به او می‌گیرند و تعداد افراد واقعی که در گروه مرجع براساس جنسیت مشابه (زن یا مرد) و تحصیلات مشابه (دارای مدرک دانشگاهی) دستمزد نسبی بالاتری نسبت به او می‌گیرند، محاسبه می‌شود. متغیر اصلی ترجیحات زمانی به صورت لیکرت درنظر گرفته می‌شود و سایر متغیرهای کمکی دارای اثر معنادار در مدل باقی می‌مانند.

۳- براساس تغییرات دستمزد تجربه شده: در این بخش متغیر وابسته تحقیق، سوگیری در انتظارات دستمزد سال ۱۴۰۰ است. متغیر مستقل اصلی ترجیحات زمانی براساس مقیاس لیکرت و متغیر مستقل دیگری تحت عنوان دستمزد تجربه شده به اضافه سایر متغیرهای کنترلی دارای اثر معنادار در مدل‌ها درنظر گرفته شدند. دستمزد تجربه شده براساس تفاوت بین صدک دستمزد ناخالص ماهانه سال ۱۳۹۹ و سال ۱۳۹۸ محاسبه شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. آمار توصیفی

توصیف متغیرهای تحقیق در جداول (۱) و (۲) ارائه شده است. جدول (۱)، مختص به آمار توصیفی تمامی متغیرهای تحقیق است. در جدول (۲)، آمار توصیفی صدک حقوق ناخالص ماهیانه پاسخ‌دهندگان پرسشنامه و گروه مرجع ارائه شده است. میانگین سنی جامعه آماری ۴۳/۱۸ و انحراف معیار آن ۶/۸۷ است. مینیمم سنی ۲۱ سال و ماکزیمم ۶۲ سال است. ۲۶/۹ درصد جامعه آماری مدرک دکترا، ۳۸/۲ درصد مدرک فوق لیسانس، ۳۲/۸ درصد مدرک لیسانس بودند. ۷۱/۵ درصد نمونه مرد بودند و مابقی زن. ۴۳/۱ درصد نمونه خودمختاری شغلی را گزارش کرده‌اند. میانگین ساعات کاری افراد در طول هفته ۴۰/۴۸ ساعت بوده است و میانگین سابقه کار افراد ۱۵/۱۰ سال بوده است. میانگین حقوق ناخالص ماهیانه افراد در سال ۱۳۹۸ ، ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ به ترتیب ۵۸۳۷، ۷۴۴۱ و ۱۰۶۵۷ هزار تومان بوده است. میانگین سوگیری‌های تحقیق منفی بوده است، این بدان معناست که انتظارات دستمزد افراد (در توزیع صدک) کمتر از میزان تحقق یافته دستمزد (در توزیع صدک) بوده است.

جدول (۲) نشان می‌دهد، میانگین حقوق ناخالص ماهیانه افراد در نمونه اصلی (۲۰۴ نفره) ۱۰ میلیون و ۶۵۷ هزار تومان و میانگین حقوق ناخالص ماهیانه افراد در گروه مرجع (۱۷۸ نفره) ۸ میلیون و ۲۵۸ هزار تومان است. به علاوه این جدول نشان می‌دهد ۹۵ درصد نمونه اصلی و گروه مرجع میزان حقوق ناخالص ماهیانه‌شان به ترتیب کمتر از ۲۰ میلیون تومان و ۱۶ میلیون و ۱۲۰ هزار تومان است.

جدول ۱. آمار توصیفی همه متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
حقوق ناخالص[1] ماهیانه ۱۳۹۸ (هزار تومان)	۵۸۳۷	۲۸۶۰	۱۵۰۰	۱۶۰۰۰
حقوق ناخالص[2] ماهیانه ۱۳۹۹ (هزار تومان)	۷۴۴۱	۳۵۰۵	۱۶۰۰	۲۳۰۰۰
حقوق ناخالص ماهیانه۱۴۰۰(هزار تومان)	۱۰۶۵۷	۵۴۶۱	۲۰۰۰	۳۱۰۰۰
انتظارات حقوق ناخالص ماهیانه ۱۴۰۰ (هزار تومان)	۱۴۰۷۷	۱۸۶۹۶	۲۰۰۰	۲۰۰۰۰۰
سوگیری حقوق نسبی ناخالص ماهیانه۱۴۰۰	-۱/۴۰۹	۱۸/۵۶۷	-۵۶/۲	۹۸
سوگیری براساس جنسیت مشابه	-۱/۵۱۲	-۰/۲۵	-۷۲/۴	۸۱/۸
سوگیری براساس تحصیلات مشابه	-۱/۸	-۰/۵	-۷۰	۷۰/۴
سن (سال)	۴۳/۱۸	۶/۸۷	۲۱	۶۲
گشودگی به تجربه	۲۲/۴۱	۳/۹۱	۷	۲۸
وظیفه‌شناسی	۱۴/۲۹	۲/۵۸	۶	۲۰
برون‌گرایی	۱۲/۰۴	۲/۶۲	۳	۲۰
توافق‌پذیری	۱۳/۸۴	۱/۹۷	۶	۲۱
روان رنجوری	۱۰/۶۳	۳/۱۹	۳	۲۱
ترجیحات زمانی	۸/۱۲	۲/۲۲	۱	۱۱
ترجیحات ریسک	۶/۹۹	۲/۳۵	۱	۱۱
هوش سیال	۳/۷۲	۱/۹۷	۰	۱۱
هوش متبلور	۴/۲۱	۲/۵۵	۰	۸
ساعات کاری	۴۰/۴۸	۹/۰۸	۸	۷۰
سابقه کاری	۱۵/۱۰	۷/۹۶	۱	۳۲
خودمختاری شغلی	۰/۴۳	۰/۴۹	۰	۱
مدرک دانشگاهی	۰/۹۹	۰/۲۵	۰	۱
نوع مدرک دانشگاهی	۲/۹۱	۰/۷۹	۱	۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۱. این متغیر به صورت (مقدار) صدک در اکسل محاسبه شده، میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه اعداد حقوق ماهیانه ۱۳۹۸ به ترتیب اعداد ۴۸/۴، ۲۹/۱۸، صفر و ۱۰۰ هستند.

۲. این متغیر نیز به صورت صدک در اکسل محاسبه شده، میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه اعداد حقوق ماهیانه ۱۳۹۹ به ترتیب اعداد ۴۹/۴۲، ۲۹/۱۱، ۰/۴ و ۱۰۰ هستند.

جدول ۲. مقادیر صدک‌های مربوط به حقوق ناخالص ماهیانه پاسخ‌دهندگان پرسشنامه و گروه مرجع در سال ۱۴۰۰

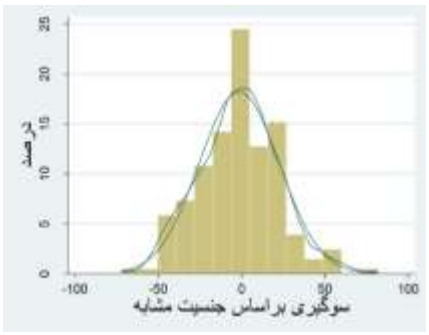
صدک های حقوق (هزارتومان)	نمونه ۲۰۴ نفره	گروه مرجع ۱۷۸ نفره
صدک ۹۹م	۲۸۹۱۰	۲۰۴۶۰
صدک ۹۵م	۲۰۰۰۰	۱۶۱۲۰
صدک ۹۰م	۱۸۰۰۰	۱۳۰۰۰
صدک ۷۵م	۱۳۲۷۲	۱۰۱۷۵
صدک ۵۰م	۱۰۰۰۰	۸۰۰۰
صدک ۲۵م	۶۵۰۰	۵۳۲۵
صدک ۱۰م	۴۳۱۸	۳۰۰۰
صدک ۵م	۴۰۰۰	۱۷۵۸
میانگین	۱۰۶۵۷	۸۲۵۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

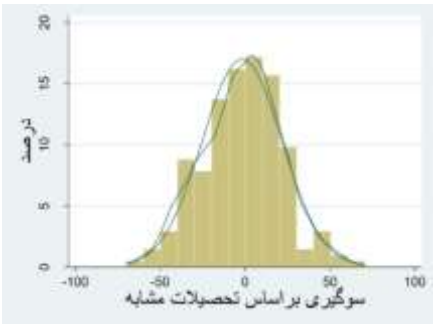
نمودارهای (الف)، (ب) و (ج) نمودار (۱)، توزیع سوگیری‌ها را نشان می‌دهد. براساس این نمودارها حدود بیش از ۳۵ درصد نمونه سوگیری بین ۰ تا ۱۰- داشته‌اند و به طور کلی ۶۲ درصد نمونه سوگیری منفی داشته‌اند. این بدین معناست که به طور میانگین انتظارات دستمزد افراد کمتر از میزان دستمزد تحقق یافته‌شان بوده است؛ یعنی بالاترین درصد نمونه متعلق به افرادی است که سعی در بیان تکرار تغییرات دستمزد سال‌های اخیر داشته و انتظارات آن‌ها پایین‌تر از میزان تحقق یافته دستمزدشان در سال ۱۴۰۰ بوده و میانگین ۱/۴- و میانه ۴/۴- خود موید آن است. نمودار توزیع سوگیری براساس جنسیت مشابه را نشان می‌دهد که تقریبا نرمال است این بدان معناست که حدود نزدیک ۴۹ تا ۵۰ درصد نمونه جایگاه خود را در توزیع دستمزد بالاتر از افراد دیگر و حدود ۵۰ تا ۵۱ درصد جایگاه خود را پایین‌تر از افراد دیگر دانسته‌اند. میانگین این توزیع ۱/۵- و میانه آن ۰/۲۵- است. توزیع نمودار سوگیری براساس تحصیلات نیز مشابه نمودار سوگیری براساس جنسیت مشابه تقریبا نرمال است.

نمودار ۱. توزیع سوگیری‌ها براساس جنسیت و تحصیلات مشابه و دستمزد نسبی مورد انتظار ۱۴۰۰

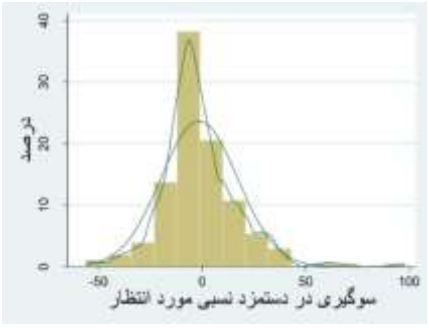
الف- سوگیری براساس جنسیت مشابه



ب- سوگیری براساس تحصیلات مشابه



ج- سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار ۱۴۰۰



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. نتایج مدل‌ها براساس سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار

مدل اولیه مطابق جدول (۳)، شامل سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار فرد در سال ۱۴۰۰ (تفاوت صدک حقوق ناخالص ماهیانه مورد انتظار ۱۴۰۰ و صدک حقوق ناخالص ماهیانه تحقق یافته ۱۴۰۰) به عنوان متغیر وابسته و متغیر مستقل اصلی ترجیحات زمانی (صبر) و متغیرهای کمکی برون‌گرایی، روان‌رنجوری، سن، مجذور سن، صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ و صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ در نظر گرفته شد. علت اینکه متغیر حقوق ماهیانه ۱۳۹۸ به مدل اضافه شده آن است که حضور آن باعث معناداری بالای متغیر مستقل حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ شد. نتایج مرحله اول تاییدکننده فرضیه اصلی تحقیق و مشابه نتیجه فریه و پانبرگ (۲۰۲۰) بود؛ به این صورت که بین سوگیری در

دستمزد نسبی مورد انتظار فرد در سال ۱۴۰۰ و ترجیحات زمانی (صبر) ارتباط منفی و معناداری وجود دارد؛ بدین معنا که به طور میانگین هر چقدر صبر افراد بالاتر باشد، سوگیری در دستمزد (خودبرترانگاری) آن‌ها کمتر خواهد بود. به عبارت دیگر، خودبرترانگاری در دیدگاه پیش‌بینی رشد دستمزد خود فرد بدین معناست که افراد صبور جایگاه نسبی مورد انتظار پایین‌تری را در رشد دستمزد خود گزارش می‌کنند.

در میان متغیرهای کمکی ویژگی‌های شخصیتی تنها برای دو ویژگی ضرایب معناداری پیدا شد و مابقی ویژگی‌ها به دلیل نداشتن اثر معنادار از مدل حذف شدند. نتایج ویژگی‌های شخصیتی نشان داد که بین برون‌گرایی و سوگیری ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد؛ بدین معنا که هر چقدر برون‌گرایی فرد بالاتر باشد، سوگیری فرد بیشتر است. به علاوه نتایج نشان داد که بین روان‌رنجوری و سوگیری ارتباط منفی و معناداری وجود دارد؛ این بدین معناست که هر چقدر ثبات عاطفی فرد بالاتر باشد، سوگیری فرد کمتر است.

برخلاف نتایج فریه و پانبرگ (۲۰۲۰) بین حقوق ناخالص ماهیانه زمان تکمیل پرسشنامه؛ یعنی ۱۳۹۹ و سوگیری ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد؛ بدین معنا که هر چقدر مقدار حقوق ناخالص ماهیانه فرد در زمان تکمیل پرسشنامه بالاتر بود، میزان سوگیری فرد بیشتر است، اما ضریب متغیر حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ ارتباط منفی و معنادار بسیار قوی با سوگیری را نشان داده است. بدین معنا که حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ منجر به سوگیری کمتر افراد شده است.

از آنجایی که سوال مرتبط با مقدار حقوق ناخالص ماهیانه سال ۱۳۹۸ در سال ۱۳۹۹ مورد پرسش قرار گرفته، می‌توان گفت این متغیر تحت تاثیر زمان تکمیل پرسشنامه ماهیت متغیر حقوق ماهیانه زمان تکمیل پرسشنامه در مقاله فریه و پانبرگ (۲۰۲۰) را نیز داشته است. یک متغیر کنترلی اضافی تحت عنوان تحصیلات دانشگاهی به مدل اضافه شد، نتایج نشان داد که بین تحصیلات دانشگاهی و سوگیری ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. این بدان معناست که هرچقدر سطح تحصیلات دانشگاهی فرد بالاتر بوده، سوگیری کمتری داشته است. در مدل‌های نیمه‌پارامتریک برای کنترل انتظارات و کاهش سوگیری فرد متغیر صدک حقوق ماهیانه ۱۳۹۹ به شکل غیرخطی وارد مدل شده است.

جدول۳. نتایج اصلی براساس سوگیری در انتظارات دستمزد نسبی در سال ۱۴۰۰

متغیرها	حداقل مربعات معمولی(۱)	حداقل مربعات معمولی(۲)	نیمه‌پارامتریک (۳)	نیمه‌پارامتریک (٤)
ترجیحات زمانی (صبر)	-۱/۱۲۰* [۰/۵٦۹] (۰/۰۵۱)	-۰/۹۷۳* [۰/۵۵۹] (۰/۰۸٤)	-۰/۹۹۵* [۰/۵۵۲] (۰/۰۷۳)	-۰/۸۳۱ [۰/۵٤۱] (۰/۱۲٦)
برون‌گرایی	۰/۸۲۸* [۰/٤٦۷] (۰/۰۷۸)	۰/۸۹۱* [۰/٤۵۷] (۰/۰۵۳)	۰/۹۳۷** [۰/٤۵۳] (۰/۰٤۰)	۰/۹۹۲** [۰/٤٤۲] (۰/۰۲٦)
روان رنجوری	-۰/۵۹۵ [۰/۳۹۸] (۰/۱۳۷)	-۰/۷٦۲* [۰/۳۹٤] (۰/۰۵۵)	-۰/۵۷۲ [۰/۳۸۳] (۰/۱۳۷)	-۰/۷۲۹* [۰/۳۷٤] (۰/۰۵٤)
سن	-٦/۳۸۳*** [۱/۷٤۵] (۰/۰۰۰)	-۵/۵۷۰*** [۱/۷۳۰] (۰/۰۰۲)	-۵/۸۰۳*** [۱/۸۱۷] (۰/۰۰۲)	-٤/۵۲٤** [۱/۸۱۵] (۰/۰۱٤)
مجذور سن	۰/۰۷۲*** [۰/۰۱۹] (۰/۰۰۰)	۰/۰٦۰*** [۰/۰۱۹] (۰/۰۰۳)	۰/۰٦۵۲*** [۰/۰۲۰] (۰,۰۰۲)	۰/۰٤۷** [۰/۰۲۰] (۰/۰۲٤)
حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸	-۰/۳۸۸*** [۰/۱۰٤] (۰/۰۰۰)	-۰/۳۵٦*** [۰/۱۰۲] (۰/۰۰۱)	-۰/٤٤۲*** [۰/۱۱۰] (۰/۰۰۰)	-۰/٤۰۸*** [۰/۱۰۷] (۰/۰۰۰)
حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹	۰/۲۸۲*** [۰/۱۰۲] (۰/۰۰۷)	۰/۳٦۵*** [۰/۱۰٤] (۰/۰۰۱)	---------	----------
تحصیلات دانشگاهی	---------- --	-۵/٤٦۹*** [۱/۸۰۱] (۰/۰۰۳)	----------	-۵/۹۱٦*** [۱/۷۹۷] (۰/۰۰۱)
	$R^2 = ۰/۲۱٤٤$ $N = ۲۰۲$	$R^2 = ۰/۲۵۰۳$ $N = ۲۰۲$	$R^2 = ۰/۲۰۵۵$ $N = ۲۰۲$	$R^2 = ۰/۲٤۷۳$ $N = ۲۰۲$

توضیحات: محاسبات براساس حداقل مربعات معمولی (۱و۲) و نیمه‌پارامتریک (۳ و٤) هستند. متغیرهای به کار رفته در حداقل مربعات معمولی (۱) و نیمه‌پارامتریک (۳) یکسان هستند. همچنین متغیرهای حداقل مربعات معمولی (۲) و نیمه‌پارامتریک (٤) نیز یکسان هستند. در مدل‌های نیمه‌پارامتریک (۳) و (٤) متغیر صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ به صورت غیر خطی وارد مدل شده است. اعداد داخل براکت انحراف معیار است و اعداد داخل پرانتز احتمال هستند. *، ** و *** به ترتیب ۰/۱، ۰/۰۵ و ۰/۰۱ احتمال خطا را نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۳. استواری نتایج

در این بخش استواری نتایج در سه مرحله براساس متغیر مجازی صبر، تغییرات گروه مرجع و دستمزد تجربه شده تجزیه و تحلیل می‌شود.

۵-۳-۱. براساس متغیر مجازی صبر

متغیر اصلی ترجیحات زمانی (صبر) در نتایج اولیه مدل به شکل یک متغیر لیکرت ۱۱ درجه‌ای وارد مدل شده است. در این بخش از استواری نتایج برای مشخص کردن میزان صبر بیشتر افراد، متغیر لیکرت به متغیر مجازی مبدل شد؛ به این صورت که پاسخ‌های افراد که میزان صبر خود را از عدد ۸ تا ۱۱ اعلام کرده بودند برابر با عدد یک درنظر گرفته شد و به اعداد هفت و پایین‌تر از هفت عدد صفر داده شد. این متغیر به شکل متغیر توضیحی وارد مدل شد. همچنین متغیرهای کنترلی که نتایج معناداری داشتند در هر دو مدل حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک اضافه شدند. نتایج مطابق با جدول (۴) نشان داده است که ارتباط منفی بین سوگیری و ترجیحات زمانی وجود دارد. این نتیجه استواری نتیجه مدل اولیه را تایید می‌کند. به علت اینکه ممکن است یک ارتباط خطی ساده بین سوگیری و متغیر لیکرت صبر نشان‌دهنده تعامل این دو متغیر نباشد، متغیر صبر مجازی در نظرگرفته شد.

تمامی متغیرهای کنترلی وارد مدل شدند، اما تعدادی از متغیرهای کنترلی به دلیل عدم اثر معنادار از مدل حذف شدند. متغیرهای کنترلی دارای اثر معنادار در این مدل برون‌گرایی، روان‌رنجوری، سن، مجذور سن، تحصیلات دانشگاهی در نظر گرفته شد. نتایج تحلیل ضرایب آن‌ها مشابه نتیجه مرحله اولیه است.

جدول ٤. نتیجه اصلی سوگیری در انتظارات دستمزد نسبی با استفاده از متغیر مجازی صبر

متغیرها	حداقل مربعات معمولی	نیمه‌پارامتریک
متغیر مجازی صبر	−٦/٦٩٧***	−٥/٩٨٤**
	[٢/٥٤٩]	[٢/٤٧١]
	(٠/٠٠٩)	(٠/٠١٦)
برون گرایی	٠/٨٩٥*	١/٠٨١**
	[٠/٤٦٠]	[٠/٤٤٧]
	(٠/٠٥٣)	(٠/٠١٧)
روان رنجوری	−٠/٩٦٣**	−١/٠١٥***
	[٠/٤٠١]	[٠/٣٨٦]
	(٠/٠١٧)	(٠/٠٠٩)
سن	−٧/١٧٤***	−٦/٤١٣***
	[١/٧٠٦]	[١/٧٨٧]
	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)
مجذور سن	٠/٠٧٨***	٠/٠٦٨***
	[٠/٠١٩]	[٠/٠٢٠]
	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠١)
تحصیلات دانشگاهی	−٥/١٦٣***	−٦/٦٤٣***
	[١/٣٦٦]	[١/٨٢١]
	(٠/٠٠٠)	(٠/٠٠٠)
	$R^2 = ٠/٢٠٦٦$	$R^2 = ٠/٢٠١٠$
	$N = ٢٠٤$	$N = ٢٠٤$

توضیحات: متغیر صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ به صورت غیر خطی وارد مدل نیمه‌پارامتریک شده است.
اعداد داخل براکت انحراف معیار می‌باشد و اعداد داخل پرانتز احتمال هستند.
*، ** و *** به ترتیب ۰/۱، ۰/۰۵ و ۰/۰۱ احتمال خطا را نشان می‌دهند.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۳-۲. براساس تغییرات گروه مرجع

براساس سوالی که از افراد بابت تصورشان از دستمزد ماهیانه ۱۴۰۰ افراد همسن و سال در جامعه پرسیده شده بود و افراد حدس خود را از ۱۰۰ نفر تصادفی پاسخ دادند در این بخش دو سوگیری در دستمزد تحت عنوان سوگیری براساس تحصیلات مشابه و سوگیری

براساس جنسیت مشابه به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد. این سوگیری‌ها خودبرترانگاری نیز نامیده می‌شود. هر دو این دو متغیر وابسته در دو بخش کاملا جداگانه، ارتباط آن‌ها با متغیر مستقل اصلی ترجیحات زمانی(صبر) در نظر گرفته شد. علاوه بر این، در هر دو بخش متغیرهای کنترلی دارای ضرایب معنادار در مدل‌ها حفظ شدند و مابقی متغیرهای بدون اثر معنادار از مدل حذف شدند. محاسبه سوگیری در جنسیت مشابه و تحصیلات مشابه به این شکل بود که برای تحقق تصورات افراد از ۱۰۰ نفر افراد همسن و سال در مشاغل حقوق‌بگیر در گروه مرجع براساس جنسیت مشابه (زن و مرد) و تحصیلات مشابه (دارای مدرک دانشگاهی) به دنبال این بودیم که تا چه اندازه این تصور محقق شده است. تفاوت تصور مورد انتظار فرد از ۱۰۰ نفر تصادفی و میزان تحقق یافته تصور فرد محاسبه شده از ۱۰۰ نفر تصادفی به شکل سوگیری در نظر گرفته شد. سپس سوگیری‌ها به شکل صدک محاسبه شد. به عنوان مثال، اگر فرد بگوید که در سال ۱۴۰۰، ۵۰ نفر حقوق و دستمزد بالاتری نسبت به او می‌گیرند، اما در حقیقت (در گروه مرجع) ۶۰ نفر بالاتر از او باشند، این بدان معناست که فرد به اندازه حدود ۱۰ نفر جایگاه نسبی خود را در دستمزد ماهیانه بالاتر دانسته و به عبارت دیگر خودبرترانگاری داشته است. گروه سنی برای جست‌وجوی تصور افراد در گروه مرجع (براساس جنسیت مشابه و تحصیلات مشابه)، ۱۸ تا ۳۰ سال، ۳۱ تا ۴۰ سال، ۴۱ تا ۵۰ سال و ۵۱ تا ۶۳ سال در نظرگرفته شد.

مطابق با جداول (۵) و (۶) به ترتیب نتایج نشان داد که بین سوگیری در دستمزد براساس تحصیلات مشابه و ترجیحات زمانی (صبر) ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. علاوه بر این، بین سوگیری در دستمزد براساس جنسیت مشابه و ترجیحات زمانی (صبر) ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. این نتایج، فرضیه اصلی تحقیق و استواری نتیجه مرحله اولیه را تایید می‌کند. به عبارت دیگر، به طور میانگین هر چقدر صبوری افراد بیشتر باشد، فرد جایگاه نسبی مورد انتظار خود را در توزیع دستمزد نسبی افراد همسن و سال پایین‌تر می‌داند و خودبرترانگاری کمتری را داراست.

نتایج سوگیری براساس تحصیلات مشابه در جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیرهای کنترلی جدیدی ضرایب معنادار داشتند، خودمختاری شغلی ارتباط مثبت و معناداری با سوگیری داشته است. این بدین معناست فردی که خودمختاری شغلی را اظهار کرده،

سوگیری بیشتری داشته است. خوش‌بینی ارتباط منفی و معناداری با سوگیری دارد. به عبارت دیگر، فردی که به آینده خوش‌بین بوده است، سوگیری پایین‌تری داشته است. حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ نیز مشابه مرحله اولیه ارتباط مثبت و معناداری با سوگیری دارد.

نتایج سوگیری براساس جنسیت مشابه در جدول (۶) نشان می‌دهد که متغیر کنترلی توافق‌پذیری ارتباط منفی و معناداری با سوگیری دارد. جنسیت (مرد) ارتباط منفی و معناداری با سوگیری داشته است. خودمختاری شغلی نیز نتیجه‌ای مشابه آنچه در سوگیری براساس تحصیلات مشابه بیان شد، داشته است.

جدول ۵. سوگیری در دستمزد براساس تحصیلات مشابه

متغیرها	حداقل مربعات معمولی	نیمه‌پارامتریک
ترجیحات زمانی(صبر)	-۱/٤۱٥**	-۱/٤۳۹**
	[۰/۷۰٤]	[۰/٦۹۱]
	(۰/۰٤٦)	(۰/۰۳۹)
خودمختاری شغلی	٦/۹۹۷**	۷/۹۳۳**
	[۳/۲۷٤]	[۳/۲۳۳]
	(۰/۰۳٤)	(۰/۰۱٥)
خوش بینی	-٦/٦۱٤**	-۷/۲۸۰**
	[۳/۳۰۸]	[۳/۲٥۳]
	(۰/۰٤۷)	(۰/۰۲٦)
جقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹	۰/۲٥۰***	---------
	[۰/۰٥٦]	
	(۰/۰۰۰)	
	$R^2 = ۰/۱۷۸۲$	$R^2 = ۰/۰۸۰۲$
	$N = ۲۰٤$	$N = ۲۰٤$

توضیحات: متغیر صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ به صورت غیر خطی وارد مدل نیمه‌پارامتریک شده است.
اعداد داخل براکت انحراف معیار می‌باشد و اعداد داخل پرانتز احتمال هستند.
*، ** و *** به ترتیب ۰/۱، ۰/۰٥ و ۰/۰۱ احتمال خطا را نشان می‌دهند.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. نتایج سوگیری در دستمزد براساس جنسیت مشابه

متغیرها	حداقل مربعات معمولی	نیمه‌پارامتریک
ترجیحات زمانی (صبر)	-۱/۳۹۸** [۰/٦۸۰] (۰/۰٤۱)	-۱/٤۸۷** [۰/٦٦۱] (۰/۰۲٦)
توافق‌پذیری	-۱/٤۹٥* [۰/۷۷۳] (۰/۰٥٥)	-۱/۷۷٦** [۰/۷۷٦] (۰/۰۲٤)
خودمختاری شغلی	۹/۲۸۷*** [۳/۲۹٥] (۰/۰۰٥)	۱۰/٤۲٥*** [۳/۲۳۲] (۰/۰۰۱)
جنسیت مرد	-۱٦/٦۸۱*** [۳/٥۲۹] (۰/۰۰۰)	-۱۷/٤٦۱*** [۳/٤٤۰] (۰/۰۰۰)
حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹	۰/۲۹۳*** [۰/۰٥۷] (۰/۰۰۰)	----------
	$R^2 = ۰/۲۲۸۷$ $N = ۲۰٤$	$R^2 = ۰/۱٥۹۹$ $N = ۲۰٤$

توضیحات: متغیر صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ به صورت غیر خطی وارد مدل نیمه‌پارامتریک شده است.
اعداد داخل براکت انحراف معیار می‌باشد و اعداد داخل پرانتز احتمال هستند.
*، ** و *** به ترتیب سطح ۰/۱، ۰/۰٥و ۰/۰۱ احتمال خطا را نشان می‌دهند.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

٥-۳-۳. براساس تاثیر دستمزد تجربه شده

شواهد زیادی نشان داده است که تجربه بر شکل‌گیری باور تاثیرگذار است، حتی تجربیاتی که مدت زمان کوتاهی از رخ دادن آن گذشته باشد. همان طور که در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار ۱۴۰۰ در حضور متغیر دستمزد تجربه شده

متغیرها	حداقل مربعات معمولی(۱)	حداقل مربعات معمولی(۲)	نیمه‌پارامتریک (۳)	نیمه‌پارامتریک (۳)
ترجیحات زمانی (صبر)	-۱/۱۱۲* [۰/۵۷۶] (۰/۰۵۵)	-۰/۹۷۸* [۰/۵۵۷] (۰/۰۸۱)	-۰/۹۹۵* [۰/۵۵۲] (۰/۰۷۳)	-۰/۸۳۱ [۰/۵٤۱] (۰/۱۲٦)
تغییرات دستمزد	۰/۳۲۷*** [۰/۱۰۲] (۰/۰۰۲)	۰/۳٦۰*** [۰/۰۹۹] (۰/۰۰۰)	۰/٤٤۲*** [۰/۱۱۰] (۰/۰۰۰)	۰/٤۰۸*** [۰/۱۰۷] (۰/۰۰۰)
برون‌گرایی	۰/۹۰۲* [۰/٤۷۱] (۰/۰۵۷)	۰/۸۸۵* [۰/٤۵۵] (۰/۰۵۳)	۰/۹۳۷** [۰/٤۵۳] (۰/۰٤۰)	۰/۹۹۱** [۰/٤٤۲] (۰/۰۲٦)
روان‌رنجوری	-۰/٦۷۰* [۰/٤۰۲] (۰/۰۹۷)	-۰/۷۵۲* [۰/۳۸۸] (۰/۰۵٤)	-۰/۵۷۲ [۰/۳۸۳] (۰/۱۳۷)	-۰/۷۲۹* [۰/۳۷٦] (۰/۰۵٤)
سن	-٦/٤۸٤*** [۱/۷٦٦] (۰/۰۰۰)	-۵/۵۹۳*** [۱/۷۱۹] (۰/۰۰۱)	-۵/۸۰۳*** [۱/۸۱۷] (۰/۰۰۲)	-٤/۵۲٤** [۱/۸۱۵] (۰/۰۱٤)
مجذور سن	۰/۰۷۱*** [۰/۰۲۰] (۰/۰۰۰)	۰/۰٦۰*** [۰/۰۱۹] (۰/۰۰۲)	۰/۰٦۵*** [۰/۰۲۰] (۰/۰۰۲)	۰/۰٤۷** [۰/۰۲۰] (۰/۰۲٤)
تحصیلات دانشگاهی	--------	-۵/۲۸۱*** [۱/۳٤٤] (۰/۰۰۰)	--------	-۵/۹۱٦*** [۱/۷۹۷] (۰/۰۰۱)
	$R^2 = ۰/۱۹۰۵$ $N = ۲۰۲$	$R^2 = ۰/۲۵۰۲$ $N = ۲۰۲$	$R^2 = ۰/۲۰۵۵$ $N = ۲۰۲$	$R^2 = ۰/۲٤۷۳$ $N = ۲۰۲$

توضیحات: محاسبات براساس حداقل مربعات معمولی (۱و۲) و نیمه‌پارامتریک (۳ و ٤) هستند. متغیرهای به کار رفته در حداقل مربعات معمولی (۱) و نیمه‌پارامتریک (۳) یکسان هستند. همچنین متغیرهای حداقل مربعات معمولی (۲) و نیمه‌پارامتریک (٤) نیز یکسان هستند. در مدل‌های نیمه‌پارامتریک (۳) و (٤) متغیر صدک حقوق ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ به صورت غیر خطی وارد مدل شده است. اعداد داخل براکت انحراف معیار می‌باشد و اعداد داخل پرانتز احتمال هستند.

*، ** و ***به ترتیب سطح ۰/۱ ۰/۰۵ و ۰/۰۱ احتمال خطا را نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اثر تغییرات دستمزد (تفاوت بین صدک دستمزد نسبی ۱۳۹۹ و صدک دستمزد نسبی ۱۳۹۸) به عنوان یک متغیر تجربه فردی به نسبت جدید که در سال شکل‌گیری باور (در سال ۱۳۹۹ که انتظارات در مورد حقوق ناخالص ماهیانه ۱۴۰۰ شکل گرفته) ایجاد شده در مدل حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک به عنوان یک متغیر توضیحی در نظر گرفته شد.

علت در نظر گرفتن این متغیر آن است که افراد بر این باور هستند، تحولات و تغییرات اخیر در حقوق ماهیانه ممکن است تداوم داشته باشد. به عبارت دیگر، تغییرات دستمزد نسبی ماهانه از نظر فرد ادامه‌دار خواهد بود و ممکن است همان تغییرات به تغییرات انتظارات دستمزد نسبی مبدل شود. به بیان دیگر، فرد به این باور می‌رسد که تغییرات دستمزد ۱۳۹۸ تا ۱۳۹۹ به همان شکل در سال ۱۴۰۰ پیاده خواهد شد و انتظارات که همان شکل‌گیری باور فرد است را تحت تاثیر قرار خواهد داد.

نتایج تحقیق نشان داده است، این باور منجر به سوگیری بیشتر فرد شده است. به عبارت دیگر، نتایج حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک نشان داده است که بین سوگیری و دستمزد تجربه شده ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد.

تفسیر دیگر از نتایج می‌تواند به این شکل بیان شود که هر چقدر تغییرات دستمزد فرد بالاتر بوده است، سوگیری فرد نیز بیشتر بوده است؛ یعنی میزان افزایش بیشتر دستمزد فرد طی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۳۹۹ منجر به این شده که فرد انتظارات بیشتری را نسبت به دستمزد تحقق یافته ۱۴۰۰ مطرح کند، اما تجربه دستمزد پایین‌تر همبستگی با سوگیری در دستمزد مورد انتظار ندارد. این مورد با شواهد تجربی مطابقت دارد و نشان‌دهنده این است که افراد تمایل دارند اخبار خوب را پردازش کنند و اخبار بد را نادیده بگیرند.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر براساس روش فریه و پاننبرگ (۲۰۲۰) رابطه بین سوگیری ناشی از اطمینان بیش از حد با ترجیحات زمانی با استفاده از داده‌های پرسشنامه‌ای طولی در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ در میان ۲۰۴ نفر از کارکنان و اعضای هیات علمی دانشگاه ایلام مورد بررسی قرار گرفت. بدین صورت که براساس دو مدل حداقل مربعات معمولی

و نیمه پارامتریک و در چهار مرحله، فرضیه اصلی تحقیق یعنی ارتباط منفی و معنادار بین سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار و ترجیحات زمانی و سایر فرضیه‌های فرعی تحقیق مورد آزمون قرار گرفت. برای این بررسی، سوگیری در دستمزد به عنوان متغیر وابسته تحقیق و ترجیحات زمانی (صبر) به عنوان متغیر مستقل و تعدادی متغیر به عنوان متغیرهای کنترلی درنظر گرفته شده‌اند. رابطه سوگیری ناشی از خودبرترانگاری به سه شکل؛ سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار، سوگیری در دستمزد براساس جنسیت مشابه، سوگیری در دستمزد براساس تحصیلات مشابه با ترجیحات زمانی (صبر) بررسی شد. این رابطه در چهار مرحله براساس روش حداقل مربعات معمولی و نیمه‌پارامتریک مورد آزمون قرار داده شد. نتایج مرحله اولیه و استواری نتایج در سه مرحله فرضیه اصلی تحقیق را تایید کرد. به عبارت دیگر، نتایج به طور کلی نشان داد که بین سوگیری در دستمزد نسبی مورد انتظار (یا سوگیری در توزیع دستمزد نسبی افراد همسن و سال) و ترجیحات زمانی ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. این بدین معناست که هر چقدر صبر افراد بیشتر باشد به طور میانگین سوگیری (خودبرترانگاری) فرد کمتر خواهد بود. به عبارت دیگر، هر چقدر صبوری افراد بیشتر باشد، افرد از دیدگاه پیش‌بینی توزیع رشد دستمزد خود و پیش‌بینی توزیع دستمزد افراد همسن و سال، جایگاه نسبی مورد انتظار پایین‌تری را گزارش می‌کنند.

برای کنترل انتظارات فرد متغیر کمکی دستمزد ناخالص ماهیانه ۱۳۹۹ در مدل اصلی در نظر گرفته شد. همچنین متغیر دستمزد ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ نیز به مدل اولیه اضافه شد. علت اضافه کردن متغیر دستمزد ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ این بود که حضور آن باعث معناداری بالای متغیر دستمزد ناخالص ۱۳۹۹ شد. برخلاف نتایج فریه و پاننبرگ (۲۰۲۰) مبنی بر وجود رابطه منفی و معنادار بین سوگیری و دستمزد نسبی فعلی فرد، نتایج نشان داد که بین سوگیری و دستمزد نسبی سال فعلی (۱۳۹۹) ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. این بدان معناست که دستمزد نسبی فعلی افراد در کاهش سوگیری فرد موثر نیست و هر چقدر دستمزد نسبی فعلی فرد بالاتر باشد، سوگیری فرد بیشتر خواهد بود. نتایج نشان داد بین متغیر دستمزد ناخالص ماهیانه ۱۳۹۸ و سوگیری ارتباط منفی و معنادار وجود دارد.

در بخش اثرات دستمزد تجربه شده نتایج نشان داد که تجربه فرد اثر مثبت و معناداری بر سوگیری دارد. به عبارت دیگر، وجود ارتباط مثبت و معنادار بین سوگیری و دستمزد

تجربه شده تایید شد. از میان ویژگی‌های شخصیتی برای سه متغیر برون‌گرایی، روان‌رنجوری و توافق‌پذیری اثر معناداری یافت شد و فرضیه مرتبط با آن‌ها تایید شد. به این صورت که بین سوگیری در دستمزد مورد انتظار و برون‌گرایی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، هر چقدر برون‌گرایی فرد بالاتر باشد، سوگیری فرد بیشتر خواهد بود. علاوه بر این، بین سوگیری در دستمزد مورد انتظار و روان‌رنجوری (به معنای ثبات عاطفی) ارتباط منفی و معناداری وجود دارد.

در بخش استواری نتایج بین سوگیری براساس جنسیت مشابه و توافق‌پذیری فرد ارتباط منفی و معناداری یافت شد. این ارتباط منفی موید آن است که هرچقدر ثبات عاطفی و توافق‌پذیری فرد بالاتر باشد، سوگیری فرد کمتر خواهد بود. در بین ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی نتایج نشان داد، بین سوگیری و متغیر تحصیلات دانشگاهی ارتباط منفی و معنادار و بین سوگیری و خودمختاری شغلی ارتباط مثبت و معنادار قوی وجود دارد. برای ارتباط سوگیری و ترجیحات ریسک، ارتباط سوگیری و گشودگی به تجربه و ارتباط سوگیری و وظیفه شناسی در هیچ‌کدام از مراحل اثر معناداری یافت نشد.

با وجود اینکه در این مقاله، بررسی فرضیه اصلی تحقیق در نمونه انتخابی در نظر گرفته شده و جنبه تعمیم به جامعه مدنظر نبوده است و با توجه به اینکه به طور معمول، اکثر مطالعات رفتاری جدید در این حوزه از این روش نمونه‌گیری استفاده کرده‌اند با وجود نوع نمونه‌گیری که می‌تواند با خطا همراه باشد، می‌توان نتایج تحقیق را با تاکیدات سیاستی همراه دانست؛ به خصوص اینکه تایید فرضیه اصلی تحقیق در چهار مرحله می‌تواند پیام مهمی در راستای تایید مبنای نظری این حوزه را دارا باشد و آن این است که ترجیحات افراد در باورهای فرد موثر است و این تحقیق سهم بسزایی در آشکار کردن نقش ترجیحات بر باورهای افراد را داراست. به این صورت که در این پژوهش ترجیحات افراد به شکل پروکسی صبر افراد در نظر گرفته شد و ارتباط صبر افراد با سوگیری ناشی از اطمینان بیش از حد (مشخصا در چهارچوب خودبرترانگاری) بررسی شد.

نتایج تحقیق در چهارمرحله نشان داد ترجیحات افراد بر سوگیری‌های مورد انتظار افراد (سوگیری در دستمزد) موثر است. به عبارت دیگر، این نتیجه بیان می‌دارد که ترجیحات افراد (در اینجا صبر افراد) می‌تواند باورهای افراد را شکل دهد. به عبارت دیگر، روی

خطاهای شناختی فرد نیز موثر باشد. آشکار شدن نقش ترجیحات در خطاهای افراد به طور عملی در دنیای واقعی منجر به این می‌شود که بتوان از طریق در نظر گرفتن رفتار انسان نتایج باورهای ناشی از اطمینان بیش از حد فرد را پیش‌بینی کرد. به این صورت که نقش صبر در باورهای مبتنی بر پیش‌بینی فرد در دنیای واقعی می‌تواند در حوزه‌های مختلف مهم و تاثیرگذار باشند. در همین راستا، یافته‌های این تحقیق مبین نقش کمک‌کننده صبر بیشتر به عوامل اقتصادی در سطح فردی است تا به نتایج مطلوبی در سطوح مختلف مالی، سرمایه‌گذاری، سلامتی، آموزشی و... دست پیدا کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohaddeseh Pouralimardan http://orcid.org/0000-0002-5744-2681
Heshmatolah Asgari http://orcid.org/0000-0002-9944-4044

منابع

احمدی، محمدرمضان، قلمبر، محمدحسین، درسه، سیدصابر. (۱۳۹۸). بررسی تاثیر معیارهای اعتماد بیش از حد مدیران ارشد بر خطر سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های‌پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۱(۴۱).۹۳-۱۲۴.

تیموری، عباد، رنانی، محسن، معرفی محمدی، عبدالحمید. (۱۳۹۶). نقد انتخاب عقلایی از منظر رویکردهای رقیب، اقتصاد رفتاری، آزمایشگاهی و علوم مغزی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۳).۱-۴۳.

جهان‌خانی علی، نوفرستی، محمد، قراگوزلو فرهنگ. (۱۳۸۸). بررسی اطمینان بیش از اندازه سرمایه گذاران و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم انداز مدیریت بازرگانی (چشم‌انداز مدیریت (پیام مدیریت))*، ۸(۳۰). ۱۰۵-۱۲۳.

چاووشی،کاظم، رستگار، محمد، میرزایی، محسن. (۱۳۸۸). بررسی رابطه اطمینان بیش از حد مدیران و انتخاب سیاست‌های تامین مالی در شرکت‌های‌پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۵). ۲۹-۴۱.

خوش طینت، محسن، نادی قمی، ولی اله. (۱۳۸۸). چهارچوب رابطه رفتار اطمینان بیش از حد سرمایه گذاران با بازده سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۷(۲۵). ۵۳-۸۵

سلیمانی امیری، غلامرضا، گروه‌ای، پگاه.(۱۳۹۶). بررسی اثر اطمینان بیش از حد مدیریت بر ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۹(۱). ۹۹-۱۲۴.

فروغی، داریوش، موذنی، نرگس.(۱۳۹۶). تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر ارزش شرکت. *دانش حسابداری مالی*، ۴(۱۵).۶۵-۸۴

قلی‌پور، زهرا ، مرعشی، سیدعلی، مهرابی زاده هنرمند، مهناز، ارشدی، نسرین. (۱۳۹۵). تاب‌آوری به عنوان میانجی رابطه پنج عامل بزرگ شخصیت و شادکامی. *روانشناسی تربیتی*، ۱۲(۳۹).۱۵۵-۱۳۵.

References

Almeida, A. I. O. (2019*). Motivated beliefs in collective decisions.* Dissertation, Masters in Economics, Universitat de Barcelona, Faculty of Economics and Business, 1-50.

Bénabou, R., & Tirole, J. (2002). Self-confidence and personal motivation. *The quarterly journal of economics*, *117*(3), 871-915.

Bénabou, R., & Tirole, J. (2016). Mindful economics: The production, consumption, and value of beliefs. *Journal of Economic Perspectives*, *30*(3), 141-64.

Briel, S., Osikominu, A., Pfeifer, G., Reutter, M., & Satlukal, S. (2020). Overconfidence and gender differences in wage expectations. *IZA DP No. 10545*. 1-47.

Chavoshi, K,. Rastegar, M,. & Mirzaee, M. (2015). Examination of the relation between managerial overconfidence and financing policies in Tehran stock exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies).8(25).* 29-41. [In Persian]

Dohmen, T., Falk, A., Golsteyn, B. H., Huffman, D., & Sunde, U. (2017). Risk Attitudes Across The Life Course. *Economic Journal, 127(605)*, 95-116.

Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., & Wagner, G. G. (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the european economic association*, *9*(3), 522-550.

Epley, N., & Gilovich, T. (2016). The mechanics of motivated reasoning. *Journal of Economic perspectives*, *30*(3), 133-40.

Federici, R. A. (2013). Principals' self-efficacy: Relations with job autonomy, job satisfaction, and contextual constraints. *European journal of psychology of education*, *28*(1), 73-86.

Feld, J., Sauermann, J., & De Grip, A. (2017). Estimating the relationship between skill and overconfidence. *Journal of behavioral and experimental economics*, *68*, 18-24.

Foroghi,.D & Moazeni,.N.(2017). The Effect of CEO overconfidence on firm value. *Journal of Financial Accounting Knowledge.4(15).* 65-84. [In Persian]

França, H. T. (2018). *Motivated Beliefs: Strategic Ignorance and Selective Memory in Investment.* Dissertation, Masters in Economics, Universitat de Barcelona, Faculty of Economics and Business, 1-57.

Friehe, T., & Pannenberg, M. (2019). Overconfidence over the lifespan: Evidence from Germany. *Journal of Economic Psychology*, *74*, 102207.

Friehe, T., & Pannenberg, M. (2020). Time preferences and overconfident beliefs: Evidence from Germany. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, *92*, 1-36. https://doi.org/10.1016/j.socec.2020.101651

George, E. (2013). *A study on the effect of psychological empowerment on job satisfaction and job related stress among the bank employees.* Doctor of Philosophy, Cochin University of Science and Technology, School of Management Studies,1-257.

Gholipour,. Z, Marashi,. S. A,. Mehrabizadeh Honarmand, M,. Arshadi,. N. (2016). Resilience as a mediator between big five-factor personality trait and happiness. *Educational Psychology.12(39).* 135-155. [In Persian]

Heger, S. A., & Papageorge, N. W. (2018). We should totally open a restaurant: How optimism and overconfidence affect beliefs. *Journal of Economic Psychology*, *67*, 177-190.

Jahankhani, A., Nouferesti, M., & Gharahgouzlou F. (2009). Overconfidence and trading volume in Tehran market exchange. *Journal of Business Management Perspective (Management Perspective). 8(30).* 105-123. [In Persian]

Khoshtinat, M,. & Nadi Gbomi V. (2009). The Framework of relation of investors overconfidence behavior with stock return. *Empirical Studies in Financial Accounting.7 (25).*53-85. [In Persian]

Logg, J. M., Haran, U., & Moore, D. A. (2018). Is overconfidence a motivated bias? Experimental evidence. *Journal of Experimental Psychology: General*, *147(10)*, 1445.

Magnus, J. R., & Peresetsky, A. A. (2018). Grade expectations: Rationality and overconfidence. *Frontiers in psychology*, *8*, 2346.

Mele, A. R. (1998). Motivated belief and agency. *Philosophical Psychology*, *11*(3), 353-369.

Michailova, J. (2010). Development of the overconfidence measurement instrument for the economic experiment .*Munich Personal RePEc Archive*, University Library of Munich, Germany.

Moore, D. A., & Healy, P. J. (2008). The trouble with overconfidence. *Psychological review*, *115*(2), 502.

Moore, D. A., & Schatz, D. (2017). The three faces of overconfidence. *Social and Personality Psychology Compass*, *11*(8), e12331.

Moore, D. A., & Swift, S. A. (2011). *The three faces of overconfidence in organizations. In D. De Cremer, R. van Dick, & J. K. Murnighan (Eds.), Social psychology and organizations* (pp. 147–184). Routledge/Taylor & Francis Group.

Murad, Z., Sefton, M., & Starmer, C. (2016). How do risk attitudes affect measured confidence?. *Journal of Risk and Uncertainty*, *52(1)*, 21-46.

Oster, E., Shoulson, I., and E.R. Dorsey, 2013. Optimal expectations and limited medical testing: Evidence from Huntington disease. *American Economic Review*, *103*, 804-830.

Park, Y. J., & Santos-Pinto, L. (2010). Overconfidence in tournaments: Evidence from the field. *Theory and Decision*, *69*(1), 143-166.

Ramezan Ahmadi M.,. Ghalambor M. H,. & Dorseh S.S. (2019). Impact ceo overconfidence measures on future stock price crashes of listed companies in tehran stock exchange. *The financial Accounting and Auduting Researches.11(41).* 93-124.[In Persian]

Ring, P., Neyse, L., David-Barett, T., & Schmidt, U. (2016). Gender differences in performance predictions: Evidence from the cognitive reflection test. *Frontiers in psychology*, *7*, 1680.

Santos-Pinto, L., & de la Rosa, L. E. (2020). Overconfidence in labor markets. *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics*, 1-42.

Schaefer, P. S., Williams, C. C., Goodie, A. S., & Campbell, W. K. (2004). Overconfidence and the big five. *Journal of research in Personality*, *38(5)*, 473-480.

Sharot, T., & Garrett, N. (2016). Forming beliefs: Why valence matters. *Trends in cognitive sciences*, *20(1)*, 25-33.

Soleimany Amiri,.G & Gerveie,. P. (2017). The impact of managerial overconfidence on systematic and unsystematic risk. *Journal of Accounting Advances.9(1).* 99-124. [In Persian]

Teimouri, E,. Renani, M,. & Moarefi Mohammadi, A. (2017). A critique of rational choice from the viewpoint of competing approaches: behavioral and experimental economics and brain sciences. *Iranian Journal of Economic Research. 22(73)*. 1-43. [In Persian]

Verardi, V., & Debarsy, N. (2012). Robinson's square root of N consistent semiparametric regression estimator in Stata. *The Stata Journal, 12(4)*, 726-735.

Wilson, Anastasia C. (2020). Behavioral Economics In Context: Applications for Development, Inequality & Discrimination, Finance, and Environment. *An ECI Teaching Module on Social and Economic Issues*, Economics in Context Initiative, Global Development Policy Center, Boston University, 2020. 1-46. https://www.bu.edu/eci/files/2020/05/Behavioral-Economics_final.pdf

UK Biobank online resource centre. https:// biobank.ndph.ox.ac.uk

استناد به این مقاله: پورعلی مردان، محدثه، عسگری، حشمت اله. (۱۴۰۱). سوگیری در دستمزدها و ترجیحات زمانی (کاربردی از اقتصاد رفتاری)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۲۰۹-۲۵۶.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 27, Issue 93, Winter 2023, 257- 311
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.65115.1060

Original Research Received: 09/09/2021 Accepted: 04/07/2022 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Measuring Spatial Power Inequalities in Iran: Economic-Political Power Matrix

Abolfazl Shahmohammadi — PhD Student of Development Economics, Yazd University, Yazd, Iran

Mohammad Ali Feizpour* — Associate Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran

Mehdi Hajamini — Assistant Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran

Mohammad Abedi Ardakani — Associate Professor of Political Sciences, Yazd University, Yazd, Iran

Abstract

Many studies have evaluated political power from a qualitative and quantitative perspective. But the present study tries to provide a quantitative criterion for calculation of power. To do this, using the country's budget law, the institutions that enjoys from national budget are identified and then the officials who are at the head of those institutions from each province are identified. Then the importance coefficient of each official is calculated based on multiplication of two indicators: the allocated budget to his/her institution or organization and the duration of his/her tenure in each year. The power matrix for

- The present paper is extracted from the doctoral dissertation submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the PhD Degree in Economics/ Development Economics in Yazd Univercity

* Corresponding Author: feizpour@yazd.ac.ir

How to Cite: Shahmohammadi,A., Feizpour, M.A., Hajamini, M., Abedi Ardakani, M. (2023). Measuring Spatial Power Inequalities in Iran: Economic-Political Power Matrix. *Iranian Journal of Economic Research, 27 (93),* 257- 311.

each province is made. Finally, the power index for Iranian provinces is calculated using methods of Simple Additive Weighting, TOPSIS, and Numerical Taxonomy. Then, according to TOPSIS method, the regions of Iran were divided into four groups. The findings show fundamental inequalities in the distribution of economic- political power in the regions of Iran during the period of 2009-2019. Also, The most fluctuations in economic-political power index have occured mainly in the middle groups. Since, most previous studies have emphasized regional inequalities in Iran based on various indicators, it seems that there is a correlation between the distribution of economic-political power and regional inequalities of Economic development. As a result, given the current status without change in the political power of the provinces, one can not expect a significant change in the economic development of the regions.

1. Introduction

A review of previous studies on the development of Iranian regions shows that Iran has always experienced heterogeneous economic development, and these inequalities have not significantly reduced over time. The structure of Iran's political economy suggests that one of the reasons for this uneven development is the unequal distribution of political power among Iranian provinces. The issue of power has been a persistent challenge in both economic and political literature, as there is no single definition of power and measuring and quantifying national power is a difficult task in practice. Therefore, it is necessary to conduct a research that measures the political power levels of regions are measured through quantitative and relatively acceptable criteria. This study aimed to determine the power matrix, combine them using TOPSIS method, and calculate the economic–political power index for the provinces of Iran.

2. Materials and Methods

The method for calculating the economic–political power index in Iranian provinces involved several steps. The first step was to identify the institutions and organizations that receive funding from country's budget. In the second stage, the positions with authority in the allocation of these finds were identified from an organizational perspective, along with the birthplace and duration of tenure of individuals in these positions. Third, the importance of each position was determined, and the power matrix was developed. The importance coefficient of each political position was calculated by multiplying two indicators: the allocated budget of the institution and the duration of tenure. Then, the power matrix was formed for each year, with each row corresponding to a province (31 rows) and each column corresponding to an institution during the period under review (2009–2019). The elements of the power matrix represent the degree of importance of each position for the province of a person's birthplace. In the fourth stage, the economic–political power index was obtained through combining all the power indicators in the power matrix, which was achieved through three methods, namely simple weighting methods, TOPSIS, and numerical taxonomy. Finally, Iranian provinces were ranked into different groups according to their economic–political power.

3. Results and Discussion

The findings revealed that Tehran and Isfahan are the most privileged provinces, while Kurdistan, Kohgiluyeh and Boyer Ahmad, Ilam and Sistan and Baluchistan are the most deprived provinces. Moreover, power changes are mainly observed in the middle levels, with no significant changes at either end of the spectrum. The study highlights the unequal distribution of political power in Iranian regions, which aligns with the heterogeneity in spatial development and distribution of economic–political power. Previous studies have also indicated a

center-periphery development pattern, with central regions benefiting more from economic–political power and economic development compared to the border areas of Iran. Similarly, the present research found that central regions of Iran enjoy a higher economic–political power index.

4. Conclusion

The distribution of the economic–political power index in Iranian provinces is heterogeneous, with a larger number of provinces being deprived than highly privileged. The findings revealed that there are no significant changes in the power structure at the high (most privileged) and low (deprived) levels of power, while some shifts are observed in the middle levels of power (both semi-privileged and low-privileged). In light of these findings, it is recommended that policymakers decentralize economic–political power as a prerequisite for the economic development of all provinces in Iran.

Keywords: Budget, Political Economy, Economic-Political Power, Power Matrix.

JEL Classification: P16 ،D72.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۷، شماره ۹۳، زمستان ۱۴۰۱، ۲۵۷-۳۱۱

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.65115.1060

اندازه‌گیری نابرابری‌های فضایی قدرت در ایران: ماتریس قدرت اقتصادی- سیاسی

ابوالفضل شاه‌محمدی | دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی، دانشگاه یزد، یزد، ایران

محمدعلی فیض‌پور * | دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران

مهدی حاج‌امینی | استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران

محمد عابدی اردکانی | دانشیار، گروه علوم سیاسی، دانشگاه یزد، یزد، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۳

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

چکیده

تاکنون پژوهش‌های گوناگونی، قدرت سیاسی را از منظر کیفی و کمی ارزیابی کرده‌اند، اما پژوهش حاضر می‌کوشد تا آن را در سطح مناطق ایران از منظر اقتصاد سیاسی، شاخص‌سازی و کمی‌سازی کند. بدین منظور، نهادها و سازمان‌هایی که به آن‌ها بودجه ملی تعلق گرفته، مشخص شده و افرادی که از هر استان در راس آن نهادها قرار گرفته‌اند، شناسایی شدند. در ادامه، ماتریس قدرت برای هر استان با اختصاص ضریب اهمیت به هر فرد براساس دو نماگر بودجه تخصیصی در قانون بودجه و مدت زمان تصدی تشکیل شد. سرانجام شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی هر استان و جایگاه آن با استفاده از روش‌های تاپسیس وزنی، تاکسونومی عددی و وزن‌دهی‌ساده برآورد و براساس آن مناطق ایران به چهار گروه پربرخوردار، نیمه‌برخوردار، کم‌برخوردار و محروم تقسیم‌بندی شدند. یافته‌ها گویای نابرابری اساسی در توزیع قدرت اقتصادی- سیاسی مناطق کشور در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۸ است که روند رو بهبود نیز نداشته است. با وجود ثبات قدرت در دو گروه استان‌های پربرخوردار و محروم از قدرت، عمده تغییرات قدرت در سطوح میانی قدرت و به ویژه استان‌های نیمه‌برخوردار رخ داده است. از آنجایی که پژوهش‌های موجود براساس نماگرهای گوناگون، توسعه اقتصادی مناطق کشور را نیز توسعه‌ای ناهمگن دانسته، می‌توان تناظری را بین توزیع سطوح قدرت اقتصادی- سیاسی و سطوح توسعه اقتصادی در مناطق کشور مشاهده کرد. نتیجه آنکه با ادامه روند فعلی و بدون تغییر در سطوح قدرت سیاسی استان‌ها نمی‌توان تغییر محسوسی را در سطوح توسعه اقتصادی مناطق انتظار داشت.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد سیاسی، بودجه، قدرت اقتصادی- سیاسی، ماتریس قدرت.

طبقه‌بندی JEL: D72 ،P16.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش توسعه اقتصادی دانشگاه یزد است.

* نویسنده مسئول: feizpour@yazd.ac.ir

۱. مقدمه

موضوع قدرت هم در ادبیات اقتصادی و هم سیاسی همواره به عنوان موضوعی چالش‌برانگیز مطرح بوده و نبود تعریفی واحد از آن، نشانگر این ادعاست. برای مثال، اقتصاددانان از یک طرف در سطح خرد، قدرت را توانایی تاثیرگذاری بر قیمت تعریف می‌کنند[۱]. از طرف دیگر، از دیدگاه کلان قدرت دولت و دخالت آن را مورد بررسی قرار می‌دهند. همچنین از بعد ملی و منطقه‌ای قدرت را در برخورداری از مزیت نسبی و رقابتی تفسیر و می‌کوشند تا آن را با شاخص‌های مختلف قابل سنجش کنند[۲].

از بعد سیاسی نیز تعریف واحدی برای قدرت ارائه نشده است. از نظر هابز[۳]، قدرت عبارت از وسایلی است که برای دستیابی به امر مطلوبی در آینده در اختیار دارد و طبیعی یا ابزاری است.[۴] ماکیاولی[۵] قدرت را با امر مطلوب مترادف دانسته و آن را نوعی غایت ذاتی در نظر می‌گیرد (نبوی، ۱۳۷۹). راسل[۶] قدرت را به معنای پدید آوردن آثار مطلوب تعریف کرده و بیان می‌کند هرگاه در یک رابطه اجتماعی، فردی در موقعیتی قرار گیرد که بتواند اراده خود را با وجود مقاومت اعمال کند در واقع اعمال قدرت کرده است (Russell, 2006). از دیدگاه دال[۷] (۱۹۸۵)، قدرت به عنوان کنترل بر رفتار تلقی می‌شود. آرنت[۸] (۱۹۸۶) قدرت را توانایی آدمی برای عمل در اتفاق عمل با گروه می‌داند. استنباط

---

۱. در ادبیات اقتصادی، توانایی بنگاه در تاثیرگذاری بر قیمت بازار از طریق شاخص لرنر (۱۹۳۴) قابل محاسبه است.

۲. برای سنجش مزیت نسبی اقتصادی کشورها و مناطق، شاخص‌هایی نظیر شاخص بالاسا (۱۹۶۵)، شاخص مزیت نسبی آشکار شده و شاخص مزیت نسبی پویا معرفی شده است. در سنجش و کمی سازی مزیت رقابتی کشورها نیز می‌توان به شاخص‌هایی همانند سهم پایدار از بازار اشاره کرد.

3. Hobbes, T.

۴. قدرت طبیعی عبارت است از برتری قوای بدنی یا ذهنی مانند توانمندی، آداب‌دانی، دوراندیشی، دانشوری، سخنوری، بخشندگی و نجابت فوق‌العاده. قدرت ابزاری یا به واسطه همین قوا و یا به حکم بخت و اقبال به دست آمده و ابزارهای رسیدن به آن شامل مواردی از قبیل ثروت، شهرت و دوستان است (وکیلی، ۱۳۸۹).

5. Machiavelli, N.

6. Russell, B.

7. Dahl, R.

8. Arendt, H.

دیدگاه آرنت در مقاله‌ای با عنوان «قدرت مبتنی بر ارتباط» در کتاب «قدرت» توسط لوکس (۱۹۸۶) به چاپ رسیده است.

پارسونز[1] (۱۹۶۹) از قدرت عبارت است از توانایی کل یک نظام اجتماعی در به انجام رساندن کارهایی که به نفع اهداف جمعی است. رضایت همگانی تولید قدرتی می‌کند که از طریق به کارگیری منابع اجتماعی به تصمیماتی الزام‌آور تبدیل می‌شود (Lukes, 1986).

پولانتزاس[2] (۱۹۷۸) قدرت را توانایی یک طبقه اجتماعی برای تحقق منافع خاص عینی خود می‌داند. از دید فوکو[3] (۱۹۷۸ و ۱۹۹۴) قدرت مفهومی عام و فراگیر است که در همه جا حضور دارد و در تمام شرایط ردپایش را می‌توان یافت (وکیلی، ۱۳۸۹).

جدیدترین تقسیم‌بندی از قدرت را می‌توان در آثار نای[4] مشاهده کرد. وی، قدرت را به قدرت سخت[5]، قدرت نرم[6] و قدرت هوشمند[7] طبقه‌بندی می‌کند. قدرت سخت از دیدگاه وی، توانایی تغییر رفتار دیگران از طریق اجبار و تهدید است. قدرت نرم توانایی جذب بدون اجبار مردم به طرف خود است (Nye, 2004). قدرت هوشمند نیز به صورت توانایی ترکیب قدرت نرم و قدرت سخت تعریف می‌شود (آشنا، ۱۳۹۰).

با وجود تعاریف و معیارهای بالا، سنجش و کمی‌سازی قدرت ملی در عمل بسیار سخت است، زیرا قدرت با عوامل و متغیرهای کیفی پیوند خورده است. همچنین عوامل و متغیرهای قدرت در حوزه‌ها و قلمروهای مختلف جای می‌گیرند؛ یعنی، مولفه‌های آن متنوع هستند. پس کیفی بودن برخی عوامل و مولفه‌های قدرت و همچنین نبود تجانس میان آن‌ها از موانع عمده اندازه‌گیری و برآورد قدرت است (حافظ‌نیا، ۱۳۸۹). محاسبه قدرت در سطح مناطق هر کشور نیز با چالش‌های یاد شده مواجه است.

بررسی مطالعات پیشین در زمینه توسعه مناطق ایران نشان می‌دهد که مناطق ایران همواره از توسعه ناهمگن برخوردار بوده و در گذر زمان نیز این نابرابری‌ها نتوانسته به صورت معنی‌داری کاهش پیدا کند. دلایل ارائه شده برای این نابرابری‌ها هم تا حد زیادی

1. Parsons, T.
2. Poulantzas, N.
3. Foucault, M.
4. Nye, J.
5. Hard Power
6. Soft Power
7. Smart Power

قابل قبول نیست، اما متناسب با ساختار اقتصاد سیاسی ایران می‌توان درک کرد که یکی از دلایل آن، نابرابری‌های قدرت سیاسی در مناطق ایران است.

همان طور که گفته شد، برای اندازه‌گیری قدرت ملی نماگرهای متفاوتی ارائه شده[۱]، اما برای اندازه‌گیری قدرت سیاسی استان‌های کشور مطالعات چندانی انجام نگرفته است. بنابراین، انجام پژوهشی که قدرت سیاسی مناطق را با معیارهای کمی و به نسبت قابل قبول اندازه‌گیری و تلفیق کند، ضروری است؛ چراکه می‌تواند راه را برای پژوهش‌های آینده پیرامون ارتباط قدرت سیاسی و توسعه‌نیافتگی مناطق باز کند. در این استا، شناسایی مبنا و روشی برای کمی‌سازی قدرت منطقه‌ای از اهداف پژوهش حاضر است. این مطالعه می‌کوشد قدرت را از دریچه اقتصاد سیاسی مورد سنجش قرار دهد. از آنجا که اقتصاد سیاسی مفهومی معطوف به دوران مدرن به ویژه در ارتباط با شکل‌گیری مفهوم ملت–دولت است (مصلی‌نژاد، ۱۳۹۶) در نتیجه از نگاه اقتصاد سیاسی، قدرت را می‌توان مقوله‌ای مرتبط با حاکمیت و دولت دانست[۲].

با وام‌گیری از تعاریف ذکر شده در حوزه علوم سیاسی که قدرت را در شدت توانایی تاثیرگذاری الف بر ب تعریف می‌کنند، می‌توان زمینه اندازه‌گیری آن را فراهم کرد. از بعد اقتصاد سیاسی، احتمالا بتوان تجلی این تعریف را در نحوه تاثیرگذاری دولت بر اقتصاد مناطق در نظر گرفت؛ به ویژه آنکه برخی از صاحب‌نظران سیاسی از جمله ایستون[۳] معتقدند که در سیاست امر «تخصیص و توزیع آمرانه ارزش‌ها و خدمات در جامعه» از اهمیت و جایگاه بالایی برخوردار است (بخشایشی اردستانی، ۱۳۸۵ و عالم، ۱۳۷۳). عملکرد حاکمیت و بازیگران موثر در تحقق عدالت فضایی همواره با حاکمیت و دوره زمانی آن ارتباط دارد؛ به همین دلیل، دولت‌ها از نزدیک درگیر توزیع آمرانه منابع هستند.

با چنین رویکردی، پژوهش حاضر می‌کوشد تا با تعیین نماگرهای قدرت از بعد اقتصاد سیاسی، نحوه ترکیب آن‌ها و نیز محاسبه شاخص قدرت زمینه را برای منظور کردن

---

۱. برای نمونه، خواننده می‌تواند به این منبع مراجعه کند: کتاب «قدرت و منافع ملی (مبانی، مفاهیم و روش‌های سنجش)» تالیف حافظ‌نیا (۱۳۸۹).

۲. خواننده برای مطالعه در این زمینه می‌تواند به کتاب «نظریه‌های دولت» تالیف اندرو وینسنت و ترجمه حسین بشیریه (۱۳۷۶) مراجعه کند.

3. Easton, D.

تاثیرگذاری آن بر متغیرهای اقتصادی در استان‌های ایران فراهم کند. پس سوال اصلی پژوهش حاضر این است که چگونه می‌توان قدرت استان‌های ایران را از منظر اقتصاد سیاسی محاسبه کرد؟ اهمیت پاسخ به این سوال ناشی از این است که در کمتر مطالعه‌ای به آن اهتمام ورزیده شده است.

مطالب این پژوهش در شش بخش تنظیم شده است. بخش دوم به مرور نظریات قدرت از دیدگاه سیاسی و اقتصادی اختصاص دارد. در بخش سوم، پیشینه پژوهش شامل مطالعات خارجی و داخلی مرور می‌شود. این قسمت به مطالعاتی می‌پردازد که کوشیده‌اند تا معیاری را برای تعیین قدرت ارائه کنند. بخش چهارم به روش پژوهش می‌پردازد؛ به این صورت که ابتدا مراحل محاسبه تشریح شده و سپس ویژگی‌های شاخص قدرت اقتصادی-سیاسی معرفی شده بیان می‌شود. در بخش پنجم، محاسبات پژوهش گزارش شده و یافته‌های آن با مطالعات موجود مقایسه می‌شود. در قسمت پایانی نیز پیشنهادهای سیاستی و همچنین رهیافت‌هایی برای مطالعه‌های آینده در حوزه اقتصاد سیاسی و توسعه اقتصادی ارائه خواهد شد.

۲. قدرت از دیدگاه سیاسی و اقتصادی

در این بخش، مفهوم قدرت از دیدگاه نظریه‌پردازان سیاسی و اقتصادی مرور می‌شود. اولین نظریه‌های نظام‌مند مربوط به آرای هابز و ماکیاولی است که پایه‌گذار اندیشه‌های کلاسیک در زمینه قدرت هستند. تفکرات هابز در مورد قدرت را می‌توان نقطه شروعی برای بررسی قدرت در دوره مدرن تلقی کرد. هابز، قدرت را به صورت امری مستقر بر فرد تعریف می‌کند که در سطح جمعی می‌تواند براساس توافق در دست شخص طبیعی یا مدنی واحدی قرار بگیرد. برای نمونه، قدرت دولت از این نوع است (وکیلی، ۱۳۸۹). بنابراین دیدگاه هابز با معیارهایی نظیر علمی بودن، قابل محاسبه بودن و تجربی بودن شناخته می‌شود و پیروان سنت هابزی نیز قدرت را امری رخدادی و عینی در نظر می‌گیرند. در مقابل، ماکیاولی، قدرت را به هیچ فرد و مکانی محدود نمی‌کند. از دیدگاه وی، قدرت چیزی نیست که شهریاران آن را داشته باشند و ضرورتا در درون فرد وجود ندارد (Clegg, 1989).

پس از آن، دو دیدگاه نخبه‌گرایی و کثرت‌گرایی در نقطه مقابل هم رشد و تکامل یافته که تا اواسط قرن بیستم جریان‌های حاکم بر اندیشه قدرت را تشکیل می‌دادند. جریان نخبه‌گرایی را می‌توان به نخبه‌گرایی اولیه (کلاسیک) و نخبه‌گرایی حاکم تقسیم‌بندی کرد. موسکا[1] (۱۹۳۹) به عنوان یکی از پایه‌گذاران جریان نخبه‌گرایی بر این باور بود که در هر جامعه‌ای نخبگان باید ضرورتاً حکومت کنند و حکومت هیچ پایه دیگری ندارد. میلز که از آخرین نظریه‌پردازان جریان نخبه‌گرایی است، مدعی است مقام و موقعیت نخبگان قدرت آن‌ها را قادر می‌سازد که از محیط‌های عادی جامعه فراتر روند. وی قدرت‌های اصلی در جامعه آمریکا را منحصر به سه حوزه اقتصادی، سیاسی و نظامی می‌داند. در هر یک از این قلمروهای نهادینه شده (اقتصاد، سیاست و ارتش) ابزار قدرتی که در اختیار تصمیم‌گیرنده است به طور فزاینده‌ای افزایش یافته و قدرت اجرایی مرکزی آن‌ها تقویت شده است (Clegg, 1989).

رویکرد هابز شکل‌دهنده طیف وسیعی از اندیشه‌ها بوده که کثرت‌گرایی نامیده می‌شوند. دیدگاه‌های این گروه حاصل نقد جریان نخبه‌گرایی است. این جریان با انتقادهای دال[2] از نخبه‌گرایان شروع و با تحلیل‌های رادیکال لوکس[3] (۱۹۷۴) از قدرت پایان می‌پذیرد. وی، انسان‌ها را به سه گروه آزادی‌خواه (لیبرال)، اصلاح‌طلب و رادیکال تقسیم کرده که هر مورد نشانگر یک بعد از قدرت است. انسان لیبرال بیشتر مطمح نظر دال بوده و باچراچ[4] و باراتز[5] به آن فرد اصلاح‌طلب نسبت به منافع را می‌افزایند. انسان رادیکال نیز نمایانگر بعد سوم منافع و قدرت؛ یعنی هژمونی[6] است (Lukes, 1974).

نظریه‌های انتقادی قدرت به پیروی از اندیشه‌های مارکس کوشیده‌اند که قدرت را در ارتباط با جمع یا گروه تفسیر کنند. برای نمونه، آرنت[7] (۱۹۸۶) در مقاله‌ای در کتاب «قدرت» که توسط لوکس[8] جمع‌آوری شده بر قدرت مبتنی بر ارتباط تاکید دارد و قدرت

1. Mosca, G.
2. Dahl, R.
3. Lukes, S.
4. Bachrach, P.
5. Baratz, M.S.
6. Hegemony
7. Arendt, H.
8. Lukes, S.

را یک کنش جمعی و متعلق به مردم می‌داند. از دیدگاه او، قدرت هرگز خاصیت فرد نیست، بلکه به گروه تعلق دارد و تنها تا زمانی وجود خواهد داشت که گروه به حیات خود ادامه دهد. پارسونز نیز برای تبیین مفهوم قدرت از نظام اجتماعی کمک می‌گیرد. استنباط وی از قدرت عبارت است از «توانایی کل یک نظام اجتماعی در به انجام رساندن کارهایی که به نفع اهداف جمعی باشد». تجهیز رضایت همگانی تولید قدرتی می‌کند که از طریق به کارگیری منابع اجتماعی به تصمیمات الزام‌آور تبدیل می‌شود (Lukes, 1986). سرانجام رویکرد پساساختارگرایان مطرح است که از اندیشمندان دیگر متمایز است و تقریبا وام گرفته از اندیشه‌های ماکیاولی است. مشهورترین چهارچوب نظری در این گروه را فوکو[1] (۱۹۷۸ و ۱۹۹۴) ارائه کرده است. از دید فوکو، قدرت مفهومی عام و فراگیر است و یک مفهوم ساده دستوری و از بالا به پایین نیست، بلکه در لایه‌های مختلف تعاملات اجتماعی و زبانی ریشه دارد. نظریه‌های دلوز[2] و گتاری[3] (۱۹۸۷) نیز در این زمره قلمداد می‌شوند.

با توجه به نظریه‌های سیاسی گفته شده می‌توان درک کرد که مفهوم قدرت در علوم سیاسی در فرد (مثلا نخبگان سیاسی)، طبقات اجتماعی و یا در قدرت نسبی بین کشورها و سازمان‌ها جست‌وجو شده است. البته قدرت به ویژه در دیدگاه کلاسیک‌ها، نخبه‌گرایان و جریان انتقادی، بیشتر در تناسب با حاکمیت و دولت تعریف شده است. در همین راستا، مکاتب اقتصادی از مرکانتالیست‌ها[4] تا نهادگرایان[5] به جایگاه قدرت دولت در اقتصاد تاکید داشته‌اند. دیدگاه‌ها در زمینه دخالت دولت در اقتصاد با فراز و نشیب‌هایی روبه‌رو بوده که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود.

گستره دیدگاه‌های موجود در زمینه قدرت دولت به قبل از اقتصاددانان کلاسیک برمی‌گردد[6]؛ از یک سو، اندیشه سوداگرایان بر اقتدار دولت و کنترل دولتی استوار بود و

1. Foucault, M.
2. Deleuze, G.
3. Guattari, F.
4. Mercantilists
5. Institutionalists

۶. خواننده می‌تواند برای مطالعه در زمینه عقاید مرکانتالیست‌ها و فیزیوکرات‌ها به کتاب «تاریخ عقاید اقتصادی از افلاطون تا دوره معاصر» تالیف فریدون تفضلی رجوع کند.

از سوی دیگر، فیزیوکرات‌ها[1] بر آزادی اقتصادی و نبود کنترل دولتی برای فعالیت‌های اقتصادی اصرار داشتند (مصلی‌نژاد، ۱۳۹۶). با انتشار نظریه‌های اسمیت[2] (۱۷۷۶) در کتاب «پژوهشی درباره ماهیت و علل ثروت ملل»[3] دفاع از نظریه منع دخالت دولت در بازار جدی‌تر شد. اسمیت اختیارات دولت را به این موارد محدود کرد: دفاع از کشور در مقابل تهدیدهای خارجی و تامین قدرت نظامی، ایجاد نظم و امنیت داخلی و برقراری عدالت از طریق دادگستری، تولید کالاها و خدماتی نظیر آموزش و بهداشت (پژویان، ۱۳۷۶). عقاید اسمیت توسط سی[4] (۱۸۰۳) مورد ترویج قرار گرفت و وی کتاب مهم خود را در سال ۱۸۰۳ با عنوان رساله‌ای درباره اقتصاد سیاسی منتشر کرد.

پس از آن، ریکاردو[5] (۱۸۱۷) در کتاب «اصول اقتصاد سیاسی و مالیات»[6] نظریه بهره مالکانه (رانت)[7] را ارائه داد که برخلاف اسمیت نقش ویژه‌ای را برای دولت در توزیع ثروت متصور می‌شد. میل[8] (۱۸۴۸) نیز با انتشار کتاب «اصول اقتصاد سیاسی»[9] به نقش توزیعی صحه گذاشت. از نظر میل، برای اصلاح اجتماعی سرمایه‌داری انتقال مالکیت از بخش خصوصی به بخش دولتی لازم نیست، اما بایدراه را برای دخالت دولت در امور اقتصادی باز کرد تا دست به اقداماتی در جهت بهبود رفاه اجتماعی و توزیع درآمد عادلانه دست بزند (تفضلی، ۱۳۸۷).

در ادامه، لیست[10] به نقد کلاسیک‌ها پرداخته و این مساله را مطرح کرد که قدرت مولد یک ملت تنها رابطه مادی و فنی نیست و عناصر دیگر نظیر فرهنگ را نیز دربر می‌گیرد. البته بیشترین انتقادها از اصول مکتب کلاسیک از سوی اندیشه‌های منتسب به مکتب سوسیالیسم بود. برمبنای اصول سوسیالیسم قدرت اقتصادی نه در فرد، بلکه در بستر مالکیت جمعی معنا و مفهوم پیدا می‌کند (غفاری و چنگی آشتیانی، ۱۳۸۹).

---

1. Physiocrats
2. Smith, A.
3. An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations
4. Say, J.B.
5. Ricardo, D.
6. On the Principles of Political Economy and Taxation
7. Theory of Rent
8. Mill, J.S.
9. Principles of Political Economy
10. List, F.

در نیمه اول دهه ۱۸۷۰، سه کتاب مهم در حوزه اقتصاد توسط استانلی جونز[1]، کارل منگر[2] و والراس[3] به رشته تحریر درآمد که مکتب جدیدی به نام نئوکلاسیک را پایه‌گذاری کرد (غفاری و چنگی آشتیانی، ۱۳۸۹). این دهه را می‌توان نقطه عطفی در تغییر نگرش نسبت به نقش قدرت در اقتصاد دانست، زیرا اقتصاد سیاسی جای خود را به علم اقتصاد داد. نهایی‌گرایان[4] با ارائه نظریه مطلوبیت[5] در سال ۱۹۳۰ تقویت شدند و سپس اقتصاد به سمت اقتصاد رفاه و انتخاب اجتماعی تغییر جهت داد. اوزان[6] (۲۰۱۶) دو دلیل عمده برای عدم توجه اقتصاد نئوکلاسیک به قدرت به عنوان یک متغیر سیاسی عنوان می‌کند؛ اول اینکه اقتصاددانان نئوکلاسیک بیشتر کوشیده‌اند تا مفاهیم اقتصادی را بر پایه روش‌های ریاضی ساختاربندی و ارائه کنند. دوم اینکه اقتصاد نئوکلاسیک دامنه علم اقتصاد را محدود به حوزه‌هایی همچون تخصیص منابع و تعیین سطح قیمت‌ها در بازارها می‌داند. به طور دقیق‌تر، والراس علم اقتصاد را مطالعه روابط میان اشیا می‌داند نه روابط انسان‌ها. نکته قابل توجه این است که اوزان (۲۰۱۶) نقطه شروع برای بازگشت به اقتصاد سیاسی را تلاش برای تعریف و روشن ساختن قدرت می‌داند.

با بروز بحران دهه ۱۹۳۰ و جنگ جهانی دوم، مجدد نقش قدرت در اقتصاد با آرای کینز[7] (۱۹۳۶) رنگ تازه‌ای گرفت. کینز راه برون‌رفت از رکود را دخالت عمدی دولت در فعالیت‌های اقتصادی عنوان کرد (قره‌باغیان، ۱۳۹۳). در دوران پس از کینز، تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی ابعاد گسترده‌ای به خود گرفت. پیدایش و توسعه نظریه‌های اقتصادی هم در زمینه اقتصاد خرد (نظیر نظریه‌های رقابت انحصاری و رقابت ناقص) و نیز گسترش و نقد نظریه کینز در سطح کلان (نظیر تعیین درآمد ملی و اشتغال در شرایط اشتغال ناقص و چسبندگی دستمزدها) پایه‌های اساسی اندیشه‌های اقتصادی پس از کینز را در قرن بیستم رقم زد (تفضلی، ۱۳۸۷). پس از کنفرانس برتون وودز[8] در سال ۱۹۴۴، نهادهای بین‌المللی

1. Jevons, W.S.
2. Menger, C.
3. Walras, L.
4. Marginalist
5. Utility Theory
6. Ozanne, A.
7. Keynes, J. M.
8. Bretton Woods Conference

نظیر بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول با هدف کمک به بازسازی کشورهای ویران شده در جنگ و حمایت از توسعه مناطق فقیرتر جهان تاسیس شده و پژوهش‌ها به بررسی عوامل توسعه‌نیافتگی کشورها متمرکز شد. این نهادها بر کاهش سیاست‌های حمایتی دولت در اقتصاد تاکید داشتند، اما در واقعیت اجرای این سیاست‌ها آثار مطلوب قابل‌توجهی به همراه نداشت (Harriss-White, 1996 و ندیری و پندار، ۱۳۹۴).

عملکرد ضعیف برنامه‌های تعدیل ساختاری رویکرد جدیدی را درباره نقش دولت در اقتصاد مطرح کرد. نظریه‌های اقتصادی بر اصلاحات نهادی و ایجاد قابلیت‌های لازم برای حکمرانی خوب تاکید کردند. بنابراین، ساختار سیاسی جایگاه ویژه‌ای در مطالعه‌های مربوط به توسعه اقتصادی پیدا کرد؛ به گونه‌ای که ارتباط اقتصاد سیاسی قانون اساسی، تفکیک قدرت، بی‌ثباتی سیاسی، شکل حکومت (دیکتاتوری یا دموکراسی) با فرآیند رشد و توسعه اقتصادی مورد توجه قرار گرفت . بعد از افول اقتصاد سیاسی و قدرت از نیمه دوم قرن ۱۹ تا پایان نیمه اول قرن ۲۰ با ظهور ایده نهادگرایی جدید و گسترش حوزه بخش عمومی این نقش مجدد در ادبیات اقتصادی مطرح شد.

براساس چهارچوب نظری ارائه شده از قدرت در سیاست و اقتصاد، می‌توان اظهار کرد که تصمیمات حاکمیت و دولت (به عنوان شکل محدودتری از حاکمیت) همچون مصداق‌هایی از نهاد سیاسی با وجود فراز و فرودهای ذکر شده با اقتصاد عجین بوده است. با وجود شدت یا ضعف این دیدگاه‌ها، حاکمیت و دولت را می‌توان یکی از مصادیق اصلی قدرت به ویژه در کشورهای درحال‌توسعه تلقی کرد. بر این اساس، مطالعه حاضر می‌کوشد تا قدرت اقتصادی را از دریچه قانون بودجه کشور که طیف گسترده‌ای از نهادهای حاکمیتی و دولتی را دربر می‌گیرد، بررسی کرده و به کمی‌سازی پیوند اقتصاد و قدرت در قالب نگرش اقتصاد سیاسی بپردازد. در ادامه پیشینه تجربی در این حوزه مرور خواهد شد.

۳. پیشینه پژوهش

پژوهش‌های بسیاری وجود دارند که درجه برخورداری استان‌های ایران را از ابعاد و نماگرهای مختلف توسعه مورد بررسی قرار داده‌اند. در ادامه، به برخی از آن‌ها که در یک دهه اخیر انجام گرفته‌اند، اشاره می‌شود.

احمدی و همکاران (۱۳۹۹) پویایی‌های نابرابری‌های منطقه‌ای در استان‌های ایران را طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ واکاوی کرده‌اند. شاخص ترکیبی نابرابری با انتخاب ۲۵ نماگر در پنج بُعد اقتصاد کلان، علم و نوآوری، پایداری زیست‌محیطی، سرمایه انسانی و خدمات عمومی و با استفاده از روش تحلیل مولفه اصلی دو مرحله‌ای ساخته شده است. نتایج بیانگر آن است که در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ استان تهران در رتبه اول و استان سیستان و بلوچستان در رتبه آخر جای گرفته است.

اسکندری عطا و همکاران (۱۳۹۸) نابرابری فضایی منطقه‌ای در ایران را از نظر عوامل محیطی و سیاسی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از شاخص نابرابری ضریب تغییرات وزنی- جمعیتی نشان داده که استان‌های ایران طی دوره زمانی پژوهش، رشد بسیار نابرابری داشته‌اند. همچنین عوامل محیطی شامل توسعه شهری، منابع آبی و گردشگری رابطه منفی با نابرابری استان‌ها داشته و با افزایش هر یک از این عوامل شاخص نابرابری استان‌ها کاهش یافته است. علاوه بر این، با افزایش اندازه دولت در استان‌ها، نابرابری اقتصادی نیز بیشتر شده است.

پریزادی و میرزاده (۱۳۹۷) توسعه منطقه‌ای در ایران را در ۳۱ استان و براساس ۳۳ شاخص و در چهار بعد (اقتصادی، زیربنایی-کالبدی، اجتماعی- فرهنگی و بهداشتی- درمانی) تجزیه و تحلیل کرده‌اند. در این پژوهش از تکنیک‌های تحلیل عاملی و تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. براساس یافته‌ها، در کل دوره مورد مطالعه استان تهران در بالاترین سطح توسعه و استان سیستان و بلوچستان در پایین‌ترین و محروم‌ترین جایگاه قرار گرفته است.

کریمی موغاری و براتی (۱۳۹۶) نابرابری‌های منطقه‌ای ایران را با ۲۵ نماگر در ۵ بعد مختلف (اقتصادی، دانش و سرمایه انسانی، زیربنایی، اجتماعی-فرهنگی، و بهداشتی- زیست‌محیطی) تعیین کرده‌اند. بدین منظور روش تحلیل مولفه اصلی دو مرحله‌ای به کار

گرفته شده و مشخص می‌شود که استان تهران، یزد و سمنان به ترتیب در زمره استان‌های با بالاترین سطح توسعه قرار داشته و استان سیستان و بلوچستان نیز در انتهای جدول قرار دارد.

شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۴) میزان عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این پژوهش از شاخص رفاه سن[1] و کشش تابع رفاه اجتماعی در سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. نتایج پژوهش گویای این است که استان‌های تهران، بوشهر و مرکزی بیشترین سطح رفاه سرانه و استان سیستان و بلوچستان کمترین سطح رفاه را داشته‌اند.

ابراهیم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) تحلیلی فضایی از نابرابری‌های منطقه‌ای میان مناطق مرزی و مرکزی ایران ارائه داده‌اند. روش این پژوهش توصیفی- تحلیلی بوده و تحلیل‌های توسعه‌یافتگی با استفاده از دو روش وزن‌دهی آنتروپی شانون[2] و مدل تاپسیس[3] انجام گرفته است. یافته‌ها بیانگر آن است که مناطق مرکزی ایران حدود ۳ برابر بیشتر از مناطق مرزی توسعه‌یافته‌ترند.

توکلی‌نیا و شالی (۱۳۹۱) نابرابری‌های منطقه‌ای را بر اساس ۶۰ شاخص فرهنگی- اجتماعی، صنعتی، اقتصادی-جمعیتی، کالبدی- زیربنایی و بهداشتی- درمانی با بهره‌گیری از روش تحلیل عاملی استخراج کرده‌اند. سپس با روش تاکسونومی[4] نشان داده شده که در سال ۱۳۸۵ یک استان توسعه‌یافته، ۴ استان به نسبت توسعه‌یافته، ۷ استان سطح توسعه متوسط، ۱۹ استان توسعه‌نیافته و یک استان محروم بوده است.

عبداله‌زاده و شریف‌زاده (۱۳۹۱) به تعیین سطوح توسعه فضایی استان‌های ایران با استفاده از ۴۱ شاخص که در سه گروه اجتماعی، جمعیتی و فرهنگی (۱۴ شاخص)، اقتصادی (۱۳ شاخص) و زیرساختی و خدماتی (۱۴ شاخص) اهتمام ورزیده‌اند. نتایج آن‌ها نشان داده که استان‌های تهران، سمنان و اصفهان توسعه‌یافته‌ترین بوده و استان‌های

1. Sen, A.
2. Shannon Entropy Method
3. TOPSIS Method
4. Taxonomy Method

کهگیلویه و بویراحمد، لرستان و سیستان و بلوچستان از پایین‌ترین سطح توسعه برخوردار بوده‌اند.

لیلیان و همکاران (۱۳۹۰) با روش سنجش سطح تمرکز به تعیین سطوح توسعه استان‌ها در سال ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. این مطالعه نتیجه گرفته که به لحاظ توسعه منطقه‌ای بین استان‌های کشور نابرابری و عدم تعادل وجود دارد. استان‌های خراسان جنوبی، خراسان رضوی، مازندران، گیلان، سمنان، یزد، اصفهان، قم و تهران در بالاترین سطح توسعه (فراتوسعه) و سه استان ایلام، کردستان و سیستان و بلوچستان در پایین‌ترین سطح (فرو توسعه) قرار دارند.

همانگونه که مشهود است، پژوهش‌های یاد شده اغلب به نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران اشاره داشتند و این نقطه مشترک آن‌ها تلقی می‌شود؛ منتها از ذکر دلیل برای این ناهمگونی‌ها غفلت کردند. علاوه بر این، پژوهش‌هایی به بررسی نحوه تاثیر توزیع قدرت بر نابرابری‌های منطقه‌ای به ویژه در زمینه تخصیص منابع اهتمام ورزیده‌اند. در ادامه به برخی از این پژوهش‌ها اشاره می‌شود.

کنک- مسیل و همکاران[1] (۲۰۲۱) پیامدهای فساد را بر نابرابری درآمدی کشورهای منتخب جهان مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سطوح پایین‌تر فساد با کاهش نابرابری‌ها در سطح جهانی صرف نظر از انواع فساد مرتبط است. البته این رابطه تنها در کشورهای در حال توسعه (به دلیل توزیع نابرابر قدرت سیاسی) برقرار است.

فراز و همکاران[2] (۲۰۲۰) چگونگی تاثیر تمرکز قدرت سیاسی بر توسعه دیکتاتوری نظامی برزیل را در دهه ۱۹۶۰ ارزیابی کرده‌اند. براساس یافته‌های این پژوهش، شهرداری‌هایی که قبل از دیکتاتوری دهه ۱۹۶۰ از نظر سیاسی تمرکز بیشتری داشته‌اند با اینکه در ابتدا فقیرتر بودند در سال ۲۰۰۰ نسبتا ثروتمندتر شده‌اند.

اولجنیک[3] (۲۰۱۹) کوشیده تا تحلیل کمی از هزینه‌های مربوط به حقوق و دستمزد در اداره دولت‌های خودگردان لهستان در دو سطح شهرستان (۲۰۱۸-۲۰۰۷) و استان (۲۰۱۸-۱۹۹۹) ارائه کند. برآورد با داده‌های تابلویی نشان داده که افزایش حقوق به قدرت ائتلاف

1. Keneck-Massil, J., et al.
2. Ferraz, C., et al.
3. Olejnik, L.

حاکم و همچنین بیکاری و شکاف تولید در یک منطقه بستگی داشته و تحت تاثیر انتخابات آتی است.

کوروالان و همکاران[1] (۲۰۱۸) تاثیر قدرت بر تخصیص بودجه به شهرداری‌های محلی را در کشور شیلی ارزیابی کرده‌اند. نتایج نشان داده که دولت در سال‌های انتخابات پرداختی به شهرداری‌ها را افزایش می‌دهد.

دیس و استفان[2] (۲۰۱۷) توزیع قدرت در مجلس لبنان را ارزیابی کرده‌اند. آن‌ها از تعداد کرسی‌های اشغال شده توسط دو گروه مسلمانان و مسیحیان به عنوان معیار اندازه‌گیری قدرت استفاده کرده و نتیجه می‌گیرند که در پارلمان روابط قدرت تغییر کرده و مسلمانان از مسیحیان قدرتمندتر شده‌اند.

کارون[3] (۲۰۱۶) به بررسی عوامل منطقه‌ای ناهمگنی در ۱۷۱ منطقه اتحادیه اروپا طی دوره ۲۰۰۷–۲۰۱۳ پرداخته است. نتیجه آنکه در مناطق با خودمختاری پایین بودجه بیشتری به دولت‌های با کیفیت پایین‌تر اختصاص یافته و در مناطق با خودمختاری بالا بیشتر منابع به دولت‌های با کیفیت بالاتر سوق داده شده است.

عبدالای[4] (۲۰۱۴) کوشیده تا نابرابری فضایی در کشورهای درحال‌توسعه را با توجه به نحوه روابط قدرت بین نخبگان حاکم ارزیابی کند. وی نتیجه گرفته که موفقیت در کاهش نابرابری‌های مکانی و منطقه‌ای به نحوه توزیع قدرت سیاسی در بین نخبگان منطقه بستگی دارد.

پالانیسوامی و کریشنان[5] (۲۰۱۲) ارتباط قدرت محلی با تخصیص منابع را در ۸۰ شورای روستایی ایالت کارناتاکا هند مورد ارزیابی قرار داده‌اند. براساس شواهد پژوهش، روستاهایی که با حزب مسلط همفکر بودند، منابع بیشتری به دست آورند.

رینو و آلگاد[6] (۲۰۱۱) ارتباط قدرت چانه‌زنی احزاب منطقه‌ای و میزان تخصیص بودجه به مناطق اسپانیا را طی دوره ۱۹۸۶–۲۰۰۶ با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی برآورد

1. Corvalan, A., et al.
2. Diss, M. & Steffen, F.
3. Charron, N.
4. Abdulai, A.
5. Palaniswamy, N. & Krishnan, N.
6. Reino, J. L. G. & Alcalde, A. H.

کرده‌اند. طبق نتایج این پژوهش، به نظر می‌رسد هیچ تعصبی در توزیع منابع به نفع حزب کاتالونیا وجود ندارد، اما برخورداری بیشتر حزب سیاسی بزرگ کاتالونیا از اهرم رای‌گیری تعیین‌کننده بوده است.

آرولامپالاما و همکاران[1] (۲۰۰۹) به بررسی رابطه بین سیاست‌های توزیع مجدد دولت مرکزی و اهداف انتخاباتی در هند طی دوره زمانی ۱۹۷۴-۱۹۹۷ پرداخته‌اند. آن‌ها بدین نتیجه رسیدند که هر ایالتی که در آخرین انتخابات ایالتی هماهنگ و همسو با دولت مرکزی بوده، به طور متوسط مبالغ انتقالی بالاتری دریافت کرده است.

ساول-اول و ناوارو[2] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های ۹۰۰ شهرداری اسپانیا طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۰۳ رابطه میان میزان کمک‌های دریافتی شهرداری‌ها با همسو بودن با دولت مرکزی را واکاوی کرده و نتیجه گرفته‌اند که همسویی حزبی تاثیر مثبت قابل‌توجهی بر میزان کمک‌های دریافتی توسط شهرداری‌ها دارد. به عنوان مثال، شهرداری‌های همسو بیش از ۴۰ درصد کمک‌های بلاعوض را دریافت می‌کنند.

آنسولابر و اسانیدر[3] (۲۰۰۶) نقش دولت‌های ایالتی را بر توزیع منابع عمومی در انگلستان طی ۱۹۵۷-۱۹۹۷ بررسی کرده‌اند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که احزاب حاکم، توزیع بودجه را به نفع مناطقی که قوی‌ترین حمایت انتخاباتی را برای آن‌ها فراهم می‌کنند، منحرف می‌کنند.

لارسینز و همکاران[4] (۲۰۰۶) به بررسی تعیین‌کننده‌های بودجه فدرال آمریکا را برای دوره ۱۹۸۲-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان داده ایالت‌هایی که از رییس‌جمهور پیروز حمایت کرده‌اند یا فرماندار آن‌ها به همان حزب رییس جمهور تعلق دارد، بودجه فدرال بیشتری دریافت می‌کنند.

هاور و پکوریو[5] (۲۰۰۵) تاثیر عوامل سیاسی را بر توزیع مخارج فدرال در آمریکا بررسی کرده‌اند. این مطالعه سهم سرانه هر ایالت از نمایندگان را به عنوان معیار قدرت

1. Arulampalama, W., et al.
2. Solé-Ollé, A. & Navarro, P. S.
3. Ansolabehere, S. & Snyder, J. M.
4. Larcinese, V., et al.
5. Hoover, G. A. & Pecorino, P.

سیاسی در نظر گرفته و بدین نتیجه رسیده که میزان برخورداری از سرانه نمایندگان سنا با هزینه‌های فدرال رابطه مثبت دارد.

الوای و اسکچ[1] (۲۰۰۴) نقش توزیع قدرت در نابرابری‌های منطقه‌ای کنیا را از نظر برخورداری از منابع، فرصت‌ها و امکانات آموزشی بررسی کرده‌اند. این مطالعه نشان داده که استان‌های مرکزی کنیا در مقایسه با مناطق شرقی و ساحلی آن از امکانات آموزشی بیشتری برخوردار بوده‌اند. این یافته به دلیل ارتباط و نزدیکی مناطق مرکزی با نخبگان سیاسی حاکم است.

صادقی عمروآبادی و کاظمی (۱۴۰۱) تاثیر متغیرهای حکمرانی خوب و چرخه‌های سیاسی را بر نقدینگی و کسری بودجه ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۷ بررسی کردند. آن‌ها با به کارگیری روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] نشان داده‌اند که حکمرانی خوب بر نقدینگی و کسری بودجه تاثیر معنی‌دار و منفی دارد.

زیرکی و اخباری (۱۳۹۸) توزیع قدرت اجتماعی (نخبگان مذهبی، نخبگان قومی، نخبگان علمی و نخبگان اقتصادی) در سیستان و بلوچستان را بررسی کرده‌اند. روش این پژوهش کیفی بوده و با استفاده از روش تحلیل محتوا، گفته‌های ۱۷ متخصص و صاحب‌نظر در زمینه مسائل اجتماعی و اقوام مورد تحلیل قرار گرفته است. یافته‌های این مطالعه، میزان نفوذ و قدرت نخبگان مذهبی ۶۲ درصد، نخبگان قومی ۱۹/۷ درصد، نخبگان علمی ۱۲/۴ درصد و نخبگان اقتصادی ۶ درصد برآورد شده است.

جعفریان و همکاران (۱۳۹۵) سعی کردند ساختار قدرت را در سازمان‌های دست‌اندرکار در مدیریت منابع آب دشت گرمسار شناسایی کنند. در ابتدا، سازمان‌های مورد نظر به سه زیرگروه توسعه‌ای، حفاظتی و واسطه‌ای تقسیم شده و سپس از طریق انجام مصاحبه‌های نیمه‌ساختار یافته، پیوند تبادل اطلاعات و همکاری در این شبکه مورد بررسی قرار گرفته است. در نهایت براساس شاخص‌های مرکزیت درجه، مرکزیت بینابینی، مرکزیت بردار ویژه و مرکزیت بتا، میزان قدرت، نفوذ و قابلیت کنترل هر یک از سازمان‌ها در شبکه تعیین شده است. نتایج این مطالعه نشان داده که فرمانداری شهر گرمسار با

1. Alwy, A. & Schech , S.
2. Generalized Method of Moments (GMM)

اختلاف فراوان بیشترین قدرت را داشته و پس از آن مدیریت جهاد کشاورزی و اداره منابع طبیعی و آبخیزداری در جایگاه بعدی از نظر میزان قدرت قرار گرفته‌اند.

پیشگاهی‌فرد و همکاران (۱۳۹۲) توزیع فضایی قدرت سیاسی کلان‌شهر تهران را مورد مطالعه قرار داده‌اند. روش این پژوهش توصیفی- تحلیلی بوده و به منظور تشریح بهتر وضعیت الگوها و پیوندهای نهادی و اثرگذاری آن‌ها بر خدمات‌رسانی به شهروندان از ماتریس سوآپ[1] استفاده شده است. آن‌ها بدین نتیجه دست یافته‌اند که ناکارآمدی به دلیل توزیع نامتوازن قدرت سیاسی بین نهادهای دولتی و مردمی است. از یک سو، سهم بالای نهادهای دولتی در مدیریت شهر و از سوی دیگر، دخالت محدود و مشروط نهادهای مردمی در اداره امور شهری زمینه بروز ناکارآمدی را مهیا ساخته‌اند.

قالیباف و همکاران (۱۳۹۰) نحوه تاثیرپذیری توزیع فضایی قدرت در ایران از درآمدهای نفتی را بررسی کردند. روش این مطالعه توصیفی و تاریخی است. نتایج این مطالعه در برگیرنده این نکته است که درآمدهای نفتی تنها در دوره پهلوی دوم در جهت تحکیم قدرت سیاسی کشور بوده است.

محمدی کنگرانی و همکاران (۱۳۸۹) تاثیر قدرت در دو بعد رسمی و غیررسمی را بر تخصیص بودجه حوزه منابع طبیعی در برنامه چهارم توسعه استان کهگیلویه و بویراحمد تحلیل کرده‌اند. در این پژوهش، نهاد استانداری به عنوان مرکز اصلی تخصیص بودجه شناسایی شده که یافته‌ها نشان از تاثیر و نفوذ بیشتر قدرت غیررسمی در مقایسه با قدرت رسمی بر تخصیص بودجه دارد.

اشتریان (۱۳۸۶) ارتباط قدرت سیاسی را با بودجه دولت مورد کنکاش قرار داده است. وی با تکیه بودجه نهاد ریاست جمهوری نتیجه می‌گیرد که ردیف‌های بودجه این نهاد، صورتی کلی داشته و این موجب غیرشفاف بودن آن شده است. در نتیجه، مقامات بالای دیوانسالار دولتی می‌توانند در فرآیند تخصیص اعتبارات و به ویژه در ردیف‌های متفرقه بودجه نهاد ریاست جمهوری اعمال نفوذ کنند.

مرور مطالعه‌های داخلی نمایانگر سه نکته مهم است: ۱- قدرت بیشتر از بعد سیاسی و اجتماعی مورد توجه بوده و کمتر از دیدگاه اقتصاد سیاسی بررسی شده است و ۲- اغلب

1. Strengths, Weaknesses, Opportunities, and Threats (SWOT)

مطالعه‌ها در تعیین قدرت رویکردی کیفی دنبال کرده‌اند. با توجه به این دو نکته، پژوهش حاضر می‌کوشد با محوریت قرار دادن موضوع قدرت از دیدگاه اقتصاد سیاسی و با استفاده از قانون بودجه کشور، معیاری کمی برای سنجش قدرت معرفی کند. این مهم با تاکید بر نهادها و سازمان‌هایی که از بودجه ملی سهم دارند، انجام می‌شود.

٤. روش پژوهش

در این بخش ابتدا به بیان دقیق مراحل محاسبه و کمی‌سازی شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی استان‌های ایران پرداخته و سپس در یک قسمت جداگانه ویژگی‌های آن (نقاط قوت و ضعف) شرح داده خواهد شد.

٤-١. مراحل محاسبه شاخص قدرت اقتصادی-سیاسی

همان‌طور که در مقدمه و بخش دوم بیان شد، قدرت موضوعی پیچیده، درهم‌تنیده و گسترده است. با علم به این موضوع، محاسبه آن نیاز به مبنا و روشی جهت منظور کردن توان قدرت مناطق ایران از حیث قدرت سیاسی است. دیدگاه این مطالعه مبتنی بر اقتصاد سیاسی است، بنابراین، مبنایی که برای تعیین قدرت مناطق انتخاب می‌شود باید امکان پیوند دادن بعد قدرت اقتصادی را با بعد قدرت سیاسی داشته باشد. به همین دلیل، قانون بودجه کشور انتخاب شده است. بودجه کشور به دلیل جامعیت در پوشش اغلب نهادها و سازمان‌های برخوردار از قدرت، زمینه را برای بررسی قدرت مناطق ایران فراهم می‌کند. بر این اساس، شاخص قدرت استخراج شده، شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی نام‌گذاری می‌شود.

پژوهش حاضر بر دو فرض اساسی استوار است؛ اول اینکه به پیروی از نظر پارسونز که قدرت در سیاست را به مثابه پول در حوزه اقتصاد می‌داند؛ در تعیین قدرت اقتصادی از قانون بودجه کشور استفاده می‌شود. دوم اینکه سیطره هر استان بر بودجه کشور از طریق افرادی که از آن استان در تخصیص بودجه ملی نقش دارند، تعیین می‌شود. این افراد به عنوان مزیتی برای آن استان تلقی شده و نمایانگر قدرت سیاسی آن استان خواهند بود. به بیان خلاصه، فرد صاحب منصب می‌تواند به دلیل امکان دستیابی به بودجه قانونی، قدرت برخورداری از امکانات ملی را برای استان محل تولد خود به ارمغان آورد. با توجه به این

دو فرض، نحوه محاسبه شاخص قدرت اقتصادی-سیاسی شامل ۵ مرحله است که به طور اختصار بیان می‌شوند.

مرحله اول- شناسایی نهادها و سازمان‌های برخوردار از بودجه کشور: مبنا و منطق انتخاب دستگاه‌ها، نهادها و سازمان‌های برخوردار از بودجه عمومی کشور بوده که در قانون بودجه دارای ردیف بودجه مشخص هستند . این نهادها در جدول (۱) نمایش داده شدند. پس از آن، میزان سهم هر نهاد و سازمان از بودجه کشور نیز به عنوان نماگر اول محاسبه شده است.

مرحله دوم- شناسایی مناصب متولی نهادها: پس از تعیین دستگاه‌ها و استخراج اعتبارات هزینه‌ای تخصیص یافته از بودجه کشور به آن‌ها، مناصبی که از نظر سازمانی در تخصیص این اعتبارات دارای اختیار هستند، شناسایی شدند. بر این اساس، در اینجا دو نماگر قابل استخراج است؛ مطابق با فرض دوم، زادگاه هر مدیر به عنوان نماگر دوم و مدت زمان تصدی هر منصب نیز به عنوان نماگر سوم در نظر گرفته شود.

مرحله سوم- تعیین اهمیت هر منصب و تشکیل ماتریس قدرت: براساس فروض پژوهش از یک طرف، قدرت اقتصادی استان‌های کشور به مدیرانی که اهلیت آن استان را دارند، بستگی دارد و از طرف دیگر، قدرت مدیران هم به بودجه سازمان آن‌ها و طول مدت تصدی‌شان بستگی دارد. بنابراین، درجه اهمیت یا وزن هر منصب برای هر استان از طریق حاصل‌ضرب سهم سازمان مربوطه از بودجه کشور در مدت تصدی فرد در آن سال قابل کمی‌سازی است. برخورداری از تعداد نفرات بیشتر در مدیریت هر دستگاه لزوما نشانگر قدرت بیشتر یک استان نیست، بلکه سهم نهاد محل خدمت شخص از بودجه کشور و تعداد روزهای تصدی فرد اهمیت دارد.

جدول ۱. نهادها و مقامات برخوردار از بودجه کشور

نهاد	مناصب	نهاد	مناصب	نهاد	مناصب
نهاد ریاست جمهوری	اعضا	قوه قضاییه	رییس	مجلس شورای اسلامی	هیات رییسه
وزارتخانه‌ها		سازمان‌ها		نهادهای نظامی و امنیتی	
آموزش و پرورش	وزیر	اداری و استخدامی کشور	رییس	ارتش ج.ا.ا.	فرمانده
ارتباطات و فناوری اطلاعات	وزیر	اسناد و کتابخانه ملی ایران	رییس	سازمان بسیج مستضعفین	فرمانده
اطلاعات	وزیر	برنامه و بودجه	رییس	سپاه پاسداران	فرمانده
امور اقتصادی و دارایی	وزیر	ثبت احوال کشور	رییس	ستاد مشترک ارتش جمهوری اسلامی ایران	رییس
امور خارجه	وزیر	امور شهرداری‌ها و دهیاری‌ها	رییس	ستاد مشترک سپاه پاسداران	رییس
بهداشت درمان و آموزش پزشکی	وزیر	زندان‌ها، اقدامات تربیتی و تامینی	رییس	ستاد فرماندهی کل نیروهای مسلح	رییس
تعاون، کار و رفاه اجتماعی	وزیر	بازرسی کل کشور	رییس	ستاد مبارزه با مواد مخدر	اعضا
جهاد کشاورزی	وزیر	پزشکی قانونی	رییس	شورای عالی امنیت ملی	اعضا
دادگستری	وزیر	اوقاف و امور خیریه	رییس	نمایندگی ولی فقیه در سپاه	نماینده
دفاع و پشتیبانی نیروهای مسلح	وزیر	امور مالیاتی کشور	رییس	نیروی انتظامی ج.ا.ا.	فرمانده
راه و شهرسازی	وزیر	گمرک ج.ا.ا	رییس	سایر نهادها وسازمان‌ها	
صنعت، معدن و تجارت	وزیر	فرهنگ و ارتباطات اسلامی	رییس	انستیتو پاستور ایران	رییس
علوم، تحقیقات و فناوری	وزیر	تبلیغات اسلامی	رییس	بنیاد شهید و امور ایثارگران	رییس
فرهنگ و ارشاد اسلامی	وزیر	بهزیستی کشور	رییس	جمعیت هلال احمر ایران	رییس

ادامه جدول ۱.

نهاد	مناصب	نهاد	مناصب	نهاد	مناصب
وزارتخانه‌ها		سازمان‌ها		نهادهای نظامی و امنیتی	
کشور	وزیر	تامین اجتماعی	رییس	دیوان محاسبات کشور	رییس و دادستان
میراث فرهنگی، صنایع‌دستی، گردشگری	وزیر	تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی	رییس	شورای عالی حوزه‌های علمیه	اعضا
نفت	وزیر	دامپزشکی کشور	رییس	شورای نگهبان	اعضا
وزارت نیرو	وزیر	جنگل‌ها، مراتع و آبخیزداری	رییس	کمیته امداد امام خمینی	سرپرست
وزارت ورزش و جوانان	وزیر	حفاظت محیط‌زیست	رییس	مجمع تشخیص مصلحت نظام	اعضای حقیقی
–	–	صدا و سیما ج.ا.ا.	رییس	مجلس خبرگان رهبری	هیات رییسه

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با محاسبه درجه اهمیت هر منصب به شیوه پیش گفته، ماتریس قدرت استان‌ها در هر سال قابل استخراج خواهد بود. هر سطر ماتریس را هر استان و هر ستون ماتریس را هر منصب تشکیل می‌دهد. این ماتریس دارای ۳۱ سطر بوده که برابر تعداد استان‌های ایران طی دوره مورد بررسی (۱۳۹۸-۱۳۸۸) است. تعداد ستون‌های این ماتریس هم برابر تعداد مناصب ذکر شده در جدول (۱) است. عناصر ماتریس قدرت برابر درجه اهمیت هر منصب برای استان محل تولد فرد است. برای مثال، اگر درجه اهمیت رییس جمهور ۸۱ به دست آمده، این عدد در ستون رییس‌جمهور و سطر استان محل تولد وی قرار می‌گیرد (و برای استان‌های دیگر صفر). جدول (۲) شکل خلاصه شده‌ای از ماتریس قدرت اقتصادی-سیاسی برای هر سال را نشان می‌دهد.

جدول ۲. شمای خلاصه‌شده‌ای از ماتریس قدرت اقتصادی-سیاسی

منصب / استان	رییس‌جمهور	...	فرمانده سپاه پاسداران	...	رییس صدا و سیما
اصفهان	•	...	•	...	×
.		.			
.	.	.	.	.	
.	.	.	.	.	
سمنان	×		•	...	•
.		.			
.	.	.	.	.	
.	.	.	.	.	
یزد	•	...	×	...	•

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مرحله چهارم- ترکیب نماگرها و محاسبه شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی: شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی هر استان از تجمیع تمامی نماگرهای قدرت برای مناصب مختلف آن استان به دست می‌آید. نام‌گذاری این شاخص به دلیل ابعاد دوگانه اقتصادی و سیاسی آن است؛ از یک طرف، میزان بودجه هر نهاد یا سازمان نمایانگر میزان تسلط هر منصب و به دنبال آن میزان برخورداری استان محل تولد فرد از بودجه عمومی کشور است. از طرف دیگر، بعد دوم شاخص قدرت نشان‌دهنده سهم هر استان از مقامات سیاسی است که امکان برخورداری از بودجه کشور را برای استان فراهم می‌کنند. از طریق این افراد کفه قدرت در استفاده از بودجه کشور به نفع استان‌هایی که زادگاه آن‌ها هستند، تغییر می‌یابد. شکل (۱)، مولفه‌های شاخص قدرت اقتصادی-سیاسی مناطق ایران را به تصویر می‌کشد.

شکل ۱. مولفه‌های شاخص قدرت اقتصادی-سیاسی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

تجمیع نماگرهای قدرت برای هر استان با استفاده از سه روش وزن‌دهی ساده، تاپسیس و تاکسونومی عددی انجام می‌گیرد. دلیل بهره‌گیری از روش‌های مختلف، حصول اطمینان از نتایج پژوهش است. با توجه به گستردگی مراحل محاسبه و به منظور پرهیز از اطاله کلام از جزئیات صرفنظر می‌شود. اگر فرض شود در یک مساله تصمیم‌گیری n معیار و m گزینه وجود دارد به منظور انتخاب بهترین گزینه هر یک از سه روش یاد شده مراحل زیر را خواهند داشت.

الف- روش وزن‌دهی ساده

۱- تشکیل ماتریس تصمیم: ماتریس تصمیم شامل جدولی است که ستون‌های آن را معیارها و سطرهای آن را گزینه‌ها تشکیل می‌دهند و هر سلول این ماتریس ارزیابی هر گزینه نسبت به هر معیار است. ۲- بی‌مقیاس کردن ماتریس تصمیم: بدین صورت که اگر معیار مثبت باشد، تک‌تک اعداد آن ستون بر بزرگترین عدد تقسیم می‌شود. ۳- تشکیل ماتریس وزن‌دار: با توجه به وزن‌های محاسبه شده از روش‌های دیگر ماتریس وزن‌دار بدست می‌آید. ۴- انتخاب گزینه برتر: با جمع سطری ماتریس وزن‌ها، امتیاز هر گزینه محاسبه و براساس آن گزینه‌ها رتبه‌بندی می‌شوند.

ب- روش تاپسیس

۱- تبدیل ماتریس تصمیم به ماتریس بی‌مقیاس. ۲- تعیین ایده‌آل‌های مثبت و منفی: اگر مقدار بیشتر معیارها نشان‌دهنده وضعیت بهتر باشد در نتیجه «بهترین مقادیر»، بزرگ‌ترین مقادیر و «بدترین مقادیر»، کوچک‌ترین مقادیر خواهند بود. ۳- محاسبه فاصله مطلق گزینه‌ها از گزینه‌های ایده‌آل مثبت و منفی. ۴- محاسبه فاصله نسبی گزینه‌ها. ۵- رتبه‌بندی استان‌ها از لحاظ میزان برخورداری از مقامات ملی (El Alaoui, 2021).

ج- روش تاکسونومی عددی

۱- تعیین گزینه‌ها با توجه به هدف و تعیین شاخص‌ها جهت انتخاب. ۲- تشکیل ماتریس داده‌ها و سپس محاسبه میانگین و انحراف معیار. ۳- نرمال‌سازی داده‌های ماتریس. ۴-

تعیین فاصله مرکب بین گزینه‌ها. ۵- تعیین کوتاه‌ترین فاصله برای هر گزینه. ۶- تعیین الگو برای گزینه‌ها: محاسبه فاصله هر یک از گزینه‌ها از مقدار ایده‌آل مرحله سوم.

مرحله پنجم- رتبه‌بندی و تقسیم‌بندی استان‌ها: پس از محاسبه شاخص قدرت، استان‌های ایران از نظر میزان برخورداری از قدرت اقتصادی- سیاسی براساس سه روش وزن‌دهی ساده، تاپسیس و تاکسونومی عددی رتبه‌بندی شده و در ادامه نیز طبق جدول (۳) به چهار گروه تفکیک می‌شوند. از آنجایی که ابتدا داده‌ها نرمال‌سازی شده‌اند، مقدار میانگین برابر صفر و مقدار انحراف معیار برابر ۱ است.

جدول ۳: گروه‌بندی استان‌ها بر اساس شاخص قدرت اقتصادی-سیاسی

گروه	سطح برخورداری از قدرت	معیار گروه‌بندی
۱	پربرخوردار	$PEI_i \geq \mu+\sigma$
۲	نیمه‌برخوردار	$\mu < PEI_i < \mu+\sigma$
۳	کم‌برخوردار	$\mu-\sigma < PEI_i < \mu$
٤	محروم	$PEI_i \leq \mu-\sigma$

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۲-٤. ویژگی‌های شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی

در این زیربخش، ابتدا مزیت‌ها و وجوه تمایز روش این پژوهش در کمی‌سازی قدرت استان‌های ایران بیان شده و سپس محدودیت‌ها و نقاط ضعف آن نیز گفته خواهد شد.

همانگونه که در بخش سوم بحث شد، اغلب پژوهش‌های داخلی قدرت را از بعد تاریخی و سیاسی و به روش توصیفی و کیفی بررسی کرده‌اند. البته در چند مطالعه محدود به محاسبه قدرت از بعد کمی در ایران اهتمام ورزیده شده، اما بیان وجوه تمایز پژوهش حاضر نشانگر اهمیت انجام آن است.

اولین وجه تمایز شیوه محاسبه شاخص، توجه به قانون بودجه و بعد اقتصاد سیاسی مساله است. براساس ادبیات پژوهش، قدرت موضوعی پیچیده، درهم‌تنیده و گسترده است. با علم به این موضوع، محاسبه آن نیازمند مبنا و روشی جهت منظور کردن توان قدرت مناطق ایران از حیث قدرت سیاسی و اقتصادی است. در همین راستا، پژوهش حاضر تلاش کرده امکان پیوند بعد اقتصادی قدرت را با بعد سیاسی آن فراهم آورد.

دومین وجه تمایز این پژوهش، نحوه به کارگیری قانون بودجه کشور در تعیین قدرت مناطق است. این تمایز در چهار بعد قابل تامل است: ۱- ساختار بودجه به گونه‌ای است که در آن، نهادها و دستگاه‌هایی که از بودجه کشور بهره‌مند هستند (اعم از قوای سه‌گانه، وزارتخانه‌ها و سازمان‌های دولتی) با ذکر میزان بودجه به طور شفاف مشخص شده و طیف گسترده‌ای از نهادهای برخوردار از قدرت را دربر می‌گیرد. ۲- میزان برخورداری نهادها و سازمان‌ها از بودجه کشور را می‌توان هم‌ارز با قدرت اقتصادی مناصبی که در سطوح بالایی مدیریت آن سازمان‌ها قرار دارند، تلقی کرد. به همین دلیل برای تعیین سهم هر منصب از قدرت اقتصادی کشور، از سهم هر سازمان از بودجه کشور استفاده شده است. ۳- از آنجایی که هر صاحب منصب می‌کوشد تا در تخصیص قدرت اقتصادی به دلیل تعلق خاطری که به زادگاه خود دارد، ملاحظاتی را به نفع آن مدنظر قرار دهد؛ بنابراین، میزان بهره‌مندی هر منصب از بودجه کشور در حقیقت تعیین‌کننده میزان برخورداری زادگاه وی از قدرت اقتصادی کشور است. ۴- تعیین درجه اهمیت هر منصب برای هر استان بر اساس نوع منصب و مدت زمان تصدی هر منصب کمی‌سازی می‌شود.

البته شاخص محاسبه شده در این پژوهش دارای نواقصی نیز است. برای نمونه، میزان بودجه تخصیصی به برخی از سازمان‌ها ممکن است از وزارتخانه‌ها و نهادهایی که در آن مقامات ارشد تصمیم‌گیری حضور دارند، بیشتر باشد. در نتیجه، قدرت این سازمان‌ها بیشتر از آن وزارتخانه‌ها و نهادها برآورد خواهد شد. در همین رابطه، قدرت اعضای شورای عالی امنیت ملی و اعضای شورای نگهبان کمتر از اغلب سازمان‌ها برآورد شده که منطقی نیست. پس باید اعتراف کرد که شاخص محاسبه شده براساس قانون بودجه کشور، نمایانگر حداکثر قدرت اقتصادی- سیاسی هر منصب نیست و هرگز در این مقاله چنین ادعایی نشده است، بلکه این پژوهش کوشیده تا حداقل قدرت اقتصادی- سیاسی استان‌های ایران براساس قانون بودجه کشور محاسبه محاسبه کند.

۵. یافته‌های پژوهش

این بخش از پژوهش شامل دو قسمت است؛ در ابتدا نتایج محاسبه شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی و تعیین درجه برخورداری استان‌های کشور از آن بیان شده، سپس در بخشی جداگانه، این یافته‌ها با مطالعات دیگر مقایسه می‌شود.

۵-۱. تحلیل نتایج براساس شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی

با شناسایی نهادها و مناصب برخوردار از بودجه کشور (جدول (۱))، اطلاعات افرادی که طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۸ این مناصب را به خود اختصاص داده‌اند به همراه استان محل تولد و مدت تصدی‌شان گردآوری شد. سپس بودجه‌های تخصیص‌یافته به هر سازمان استخراج و سهم بودجه تحت اختیار هر منصب از بودجه کل کشور محاسبه شد. این سهم نمایانگر میزان اشراف هر استان بر بودجه کشور از طریق فرد صاحب منصب با اهلیت آن استان است. نماگر قدرت برای هر منصب از طریق حاصل‌ضرب سهم بودجه تحت اختیار وی و طول مدت تصدی وی در هر سال تعیین شد. با این رویه، درجه اهمیت هر منصب در مقایسه با درجه اهمیت مناصب دیگر نیز مشخص می‌شود (نتایج در جدول (الف) پیوست قابل مشاهده است).

پس از محاسبه درجه اهمیت هر منصب، ماتریس قدرت برای هر سال تشکیل شد. این ماتریس ۳۱ سطر دارد که برابر تعداد استان‌های ایران است. تعداد ستون‌های ماتریس نیز برابر تعداد مناصب معرفی شده در جدول (۱) است. پس از آن، شاخص قدرت با سه روش وزن‌دهی ساده، تاپسیس و تاکسونومی عددی محاسبه و استان‌ها از حیث برخورداری از قدرت اقتصادی- سیاسی رتبه‌بندی شدند. این نتایج در جدول (۴) ارائه شده است.

نتایج حاصل از جدول (۴) نشان می‌دهد که استان تهران همواره در رتبه اول و استان اصفهان در همه سال‌ها (بجز ۱۳۹۰-۱۳۹۱) در رتبه دوم قرار داشته است. استان خراسان رضوی در اغلب موارد جایگاه دوم تا چهارم را به خود اختصاص داده است. پس از آن، استان‌های فارس، سمنان، کرمان، خوزستان، قم و مازندران نسبت به استان‌های دیگر حائز رتبه‌های بالاتری شده‌اند. در طیف میانی قدرت، استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی، کرمانشاه، مرکزی، همدان و یزد قرار دارند. استان‌های اردبیل، البرز، ایلام، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، زنجان، سیستان و بلوچستان، قزوین، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان و هرمزگان همواره در سطوح پایین قدرت باقی ماندند.

جدول ٤. رتبه‌بندی استان‌ها بر اساس شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی (سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱)

استان / سال	شاخص‌های قدرت											
	۱۳۸۸			۱۳۸۹			۱۳۹۰			۱۳۹۱		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	۷	٦	۷	۷	٥	٦	۷	۷	۷	٦	۷	۹
آذربایجان غربی	۳	۳	۳	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۳	۱۳
اردبیل	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۱۹	۱۸	۱۸	۱۸	۱۹	۱۹
اصفهان	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۳	۳	۳	۳	۳	۳
البرز	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۳	۲۵	۲۵
ایلام	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۳	۲۵	۲۵
بوشهر	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۰	۲۲	۲۲
تهران	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
چهارمحال و بختیاری	۲۱	۲۱	۲۱	۱۸	۱۹	۱۹	۱۹	۱۸	۱۸	۲۳	۲۵	۲۵
خراسان جنوبی	۱۷	۱٦	۱۷	۱٤	۱٤	۱۳	۱۵	۱۳	۱۳	۱٤	۱۵	۱۵
خراسان رضوی	٥	۸	۸	۳	۳	۳	۲	۲	۲	۲	۲	۲
خراسان شمالی	۱۸	۱۷	۱۸	۱۸	۱۹	۱۹	۱۸	۱۷	۱۷	۱۹	۲۰	۲۰
خوزستان	۸	۱۱	۹	۸	۸	۸	٤	٤	٤	٤	٤	٦
زنجان	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۳	۲۵	۲۵
سمنان	٦	٤	٦	٥	٦	٥	٥	٥	٥	٥	٦	٥
سیستان و بلوچستان	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱
فارس	۱۱	۱۲	۱٤	۹	۹	۹	٦	٦	٦	۸	۸	۷
قزوین	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۲۱	۲۱	۲۱	۲۰	۲۰	۲۲	۲٤	۲٤
قم	۱۳	۱٤	۱۳	۱٦	۱۷	۱۷	۱۷	۱٦	۱٦	۱۵	۱۷	۱۷
کردستان	۱۸	۱۷	۱۸	۱۵	۱٦	۱٦	۱۹	۱۸	۱۸	۲۳	۲۵	۲۵
کرمان	٤	۹	٤	٦	٤	٤	۹	۹	۹	٤	۵	٤
کرمانشاه	۱۲	۱۰	۱۰	۱۲	۱۲	۱۲	۱۲	۱۲	۱۲	۹	۱۰	۱۱
کهگیلویه و بویراحمد	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۳	۲۵	۲۵
گلستان	۱٤	۷	۱۲	۱۵	۱۵	۱۵	۱٦	۱۵	۱۵	۱٦	۱٦	۱٦
گیلان	۱۷	۱٦	۱۷	۱۸	۱۹	۱۹	۱۸	۱۷	۱۷	۱۷	۱۸	۱۸
لرستان	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲	۱۹	۱۸	۱۸	۱۹	۲۰	۲۰
مازندران	۹	۵	۵	٤	۷	۷	۸	۸	۸	۷	۹	۸
مرکزی	۱۵	۱۸	۱٦	۱۳	۱۳	۱٤	۱٤	۱٤	۱٤	۱۲	۱۲	۱۲
هرمزگان	۱۹	۱۹	۱۹	۱۹	۲۰	۲۰	۲۰	۱۹	۱۹	۲۰	۲۳	۲۳
همدان	۱۰	۱۳	۱۱	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۱	۱۰
یزد	۱٦	۱۵	۱۵	۱۷	۱۸	۱۸	۱۳	۱۲	۱۲	۱۳	۱٤	۱٤

ادامه جدول ٤.

سال / استان	شاخص‌های قدرت											
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
	۱۳۹۲			۱۳۹۳			۱۳۹٤			۱۳۹٥		
آذربایجان شرقی	۷	۷	۹	٥	٥	٥	۸	۸	۹	۱۰	٥	۷
آذربایجان غربی	۱۲	۹	۱۰	۹	۹	۱۰	۱۰	۹	۱۰	۹	۷	۸
اردبیل	۲۰	۱۹	۲۰	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
اصفهان	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
البرز	۲٤	۲٦	۲٦	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
ایلام	۲٤	۲٦	۲٦	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۱۹	۱۹	۱۹
بوشهر	۲۲	۲۳	۲۳	۱۷	۱۷	۱۷	۱۹	۲۰	۲۰	۱٦	۲۰	۲۰
تهران	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
چهارمحال و بختیاری	۲٤	۲٦	۲٦	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
خراسان جنوبی	۱٤	۱۲	۱٤	۱٦	۱٦	۱٦	۱۸	۱۸	۱۸	۱۹	۱۸	۱۸
خراسان رضوی	۳	۳	۳	۳	٤	٤	۳	۳	۳	٤	۹	٥
خراسان شمالی	۱۸	۱۸	۱۷	۱٦	۱٦	۱٦	۱۷	۱٦	۱۷	۱۹	۱۸	۱۸
خوزستان	٦	۸	۸	۱۲	۱۳	۱۳	۱۳	۱٤	۱٤	۱۲	۱۳	۱٤
زنجان	۲٤	۲٦	۲٦	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
سمنان	٥	٤	٥	٤	۳	۳	٤	٤	٤	۳	۳	۳
سیستان و بلوچستان	۲۰	۲۰	۲۱	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
فارس	٤	٦	٤	٦	۸	۸	٥	٦	٦	٦	٦	٦
قزوین	۲۳	۲٥	۲٥	۱۸	۱۹	۱۹	۲۱	۲۲	۲۲	۲۱	۲۲	۲۲
قم	۱۰	۱۳	۱۲	٥	۷	۷	٦	۷	۷	۱۱	۸	۹
کردستان	۲٤	۲٦	۲٦	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
کرمان	۹	۱۰	۷	۸	۱۱	۹	۹	۱۱	۸	۸	۱۲	۱۱
کرمانشاه	۱٥	۱۷	۱٦	۱٤	۱٥	۱٥	۱٥	۱٥	۱٥	۱۸	۱۷	۱٦
کهگیلویه و بویراحمد	۲٤	۲٦	۲٦	۱۹	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۱۹	۱۷	۱٦	۱۷
گلستان	۱۷	۱٥	۱۸	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
گیلان	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۰	۱۰	۱۲	۱۰	۱۱	۱٤	۱۰	۱۲
لرستان	۲۱	۲۲	۲۲	۱۹	۲۰	۲۰	۲۲	۲۳	۲۳	۲۲	۲۳	۲۳
مازندران	۱۹	۲۱	۱۹	۱۳	۱٤	۱٤	۱۱	۱۲	۱۲	۷	۱۱	۱۰
مرکزی	۸	٥	٦	۷	٦	٦	۷	٥	٥	٥	٤	٤
هرمزگان	۲۲	۲٤	۲٤	۱۷	۱۸	۱۸	۱۹	۲۱	۲۱	۲۰	۲۱	۲۱
همدان	۱۳	۱٤	۱۳	۱۰	۱۲	۱۲	۱٤	۱۳	۱۳	۱۳	۱٤	۱۳
یزد	۱٦	۱٦	۱٥	۱٥	۱٥	۱٥	۱٦	۱۷	۱٦	۱٥	۱٥	۱٥

ادامه جدول ٤.

استان / سال	شاخص‌های قدرت											
	۱۳۹٦			۱۳۹۷			۱۳۹۸			۱۳۹۹		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	٦	٦	٦	۱۰	٥	٦	۱۰	٥	۷	–	–	–
آذربایجان غربی	۱٤	۱٥	۱٤	۱٥	۱٦	۱۷	۲۲	۲۲	۲۰	–	–	–
اردبیل	۲۳	۲۳	۲۳	۱۸	۱۹	۲۰	۱۷	۱۳	۱٥	–	–	–
اصفهان	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	–	–	–
البرز	۲٥	۲٦	۲٦	۲۱	۲۳	۲٤	۲٦	۲٥	۲٤	–	–	–
ایلام	۲۱	۲۱	۲۱	۱۸	۱۹	۲۰	۲۰	۱۸	۱۸	–	–	–
بوشهر	۲۰	۲۲	۲۲	۱٦	۲۰	۲۱	۱۲	۲٥	۱۷	–	–	–
تهران	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	–	–	–
چهارمحال و بختیاری	۲٥	۲٦	۲٦	۲۱	۲۳	۲٤	۲۱	۲۰	۱۹	–	–	–
خراسان جنوبی	۱۹	۱٤	۱٦	۱۲	۷	۱۰	۲۳	۲۱	۲۱	–	–	–
خراسان رضوی	۳	٥	٤	۳	٦	٥	۳	۳	۳	–	–	–
خراسان شمالی	۲۰	۱۹	۲۰	۱۸	۱۹	۲۰	۱٤	۱۲	۱۲	–	–	–
خوزستان	۷	۱۰	۱۰	٦	۹	۸	٥	۱۰	۹	–	–	–
زنجان	۱۲	۱۱	۱۲	۱۲	۷	۱۱	۱۱	۹	۱۱	–	–	–
سمنان	٥	٤	٥	۷	۱۰	۹	۹	۱۱	۱۰	–	–	–
سیستان و بلوچستان	۲٥	۲٦	۲٦	۲۱	۲۳	۲٤	۲٦	۱٦	۲٤	–	–	–
فارس	٤	۳	۳	٤	۳	۳	٦	٤	٤	–	–	–
قزوین	۲٤	۲٥	۲٥	۲۰	۲۲	۲۳	۲٥	۲٤	۲۳	–	–	–
قم	۹	۹	۸	۹	۸	۷	٤	٦	٥	–	–	–
کردستان	۲٥	۲٦	۲٦	۲۱	۲۳	۲٤	۲٦	۲٥	۲٤	–	–	–
کرمان	۱۳	۱۸	۱۸	۸	۱۱	۱۳	۷	۸	۸	–	–	–
کرمانشاه	۱۸	۱۳	۱٥	۱۷	۱۸	۱۹	۱٥	۱٤	۱۳	–	–	–
کهگیلویه و بویراحمد	۱٦	۱۷	۱۷	۱۳	۱۳	۱٤	۲٤	۲۳	۲۲	–	–	–
گلستان	۲٥	۲٦	۲٦	۲۱	۲۳	۲٤	۲٦	۲٥	۲٤	–	–	–
گیلان	۱٥	۱۲	۱۳	۱٦	۱۷	۱۸	۱۸	۱۹	۱۹	–	–	–
لرستان	۲٥	۲٦	۲٦	۲۱	۲۳	۲٤	۲٦	۲۱	۲۱	–	–	–
مازندران	۸	۷	۷	٥	٤	٤	۸	۷	٦	–	–	–
مرکزی	۱۰	۸	۹	۱۳	۱٤	۱٥	۱۹	۱۹	۱۹	–	–	–
هرمزگان	۲۲	۲٤	۲٤	۱۹	۲۱	۲۲	۲٤	۲۳	۲۲	–	–	–
همدان	۱۷	۲۰	۱۹	۱٤	۱٥	۱٦	۱۳	۱٥	۱٦	–	–	–
یزد	۱۱	۱٦	۱۱	۱۱	۱۲	۱۲	۱٦	۱۷	۱٤	–	–	–

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که از جدول (۴) مشاهده می‌شود، رتبه‌های تعیین شده براساس سه روش یاد شده، اندکی متفاوت هستند، اما هر سه روش عموما روند و تغییر جایگاه هر استان را به طور یکسان نمایش داده‌اند. برای مقایسه بهتر نتایج هر سه روش، قدر مطلق اختلاف رتبه‌ها محاسبه شده و مقایسه دو به دو انجام گرفته است. نتایج نشان داد که مجموع قدرمطلق اختلاف رتبه‌های برآورد شده در دو روش تاپسیس و تاکسونومی به طور قابل ملاحظه‌ای از قدرمطلق اختلاف این روش‌ها با روش وزن‌دهی ساده کمتر است که نشان از نزدیک‌تر بودن نتایج تاپسیس و تاکسونومی عددی است. جدول (۵) این نتایج را نشان می‌دهد.

جدول ۵. مجموع قدرمطلق اختلاف رتبه‌های روش‌های SAW، TOPSIS و Taxonomy

سال	روش SAW و TOPSIS	روش SAW و Taxonomy	روش TOPSIS و Taxonomy
۱۳۸۸	٤٠	۱۸	۲٦
۱۳۸۹	۲٤	۲٤	٤
۱۳۹۰	۱۹	۱۹	۰
۱۳۹۱	۳٦	۳۸	۱۰
۱۳۹۲	٤۳	۳٥	۲٤
۱۳۹۳	۲۸	۲٦	٤
۱۳۹٤	۲۸	۲٤	۸
۱۳۹٥	٤۸	۳٦	۱٦
۱۳۹٦	٥۱	۳٥	۱۸
۱۳۹۷	٥۹	٦۹	۳۲
۱۳۹۸	۷۰	٥۸	٤۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه براساس جدول (۳)، استان‌ها به چهار گروه پربرخوردار، نیمه‌برخوردار، کم‌برخوردار و محروم تقسیم شدند که نتیجه آن در جدول (ب) پیوست نمایش داده شده است. به منظور نمایش بهتر جایگاه استان‌های ایران از نظر برخورداری از شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی، نتایج روش تاپسیس در نمودارهای (۱) قابل مشاهده است. در سال ۱۳۸۸ استان تهران و اصفهان در جایگاه اول و دوم و در گروه استان‌های پربرخوردار جای گرفته‌اند. استان‌های نیمه‌برخوردار شامل ۱۲ استان بوده و دامنه این طیف با توجه به نمودار

از استان آذربایجان غربی تا قم ادامه دارد. شش استان از یزد تا مرکزی در گروه استان‌های کم‌برخوردار جای گرفتند. همچنین ۱۱ استان، محروم از قدرت اقتصادی- سیاسی بودند.

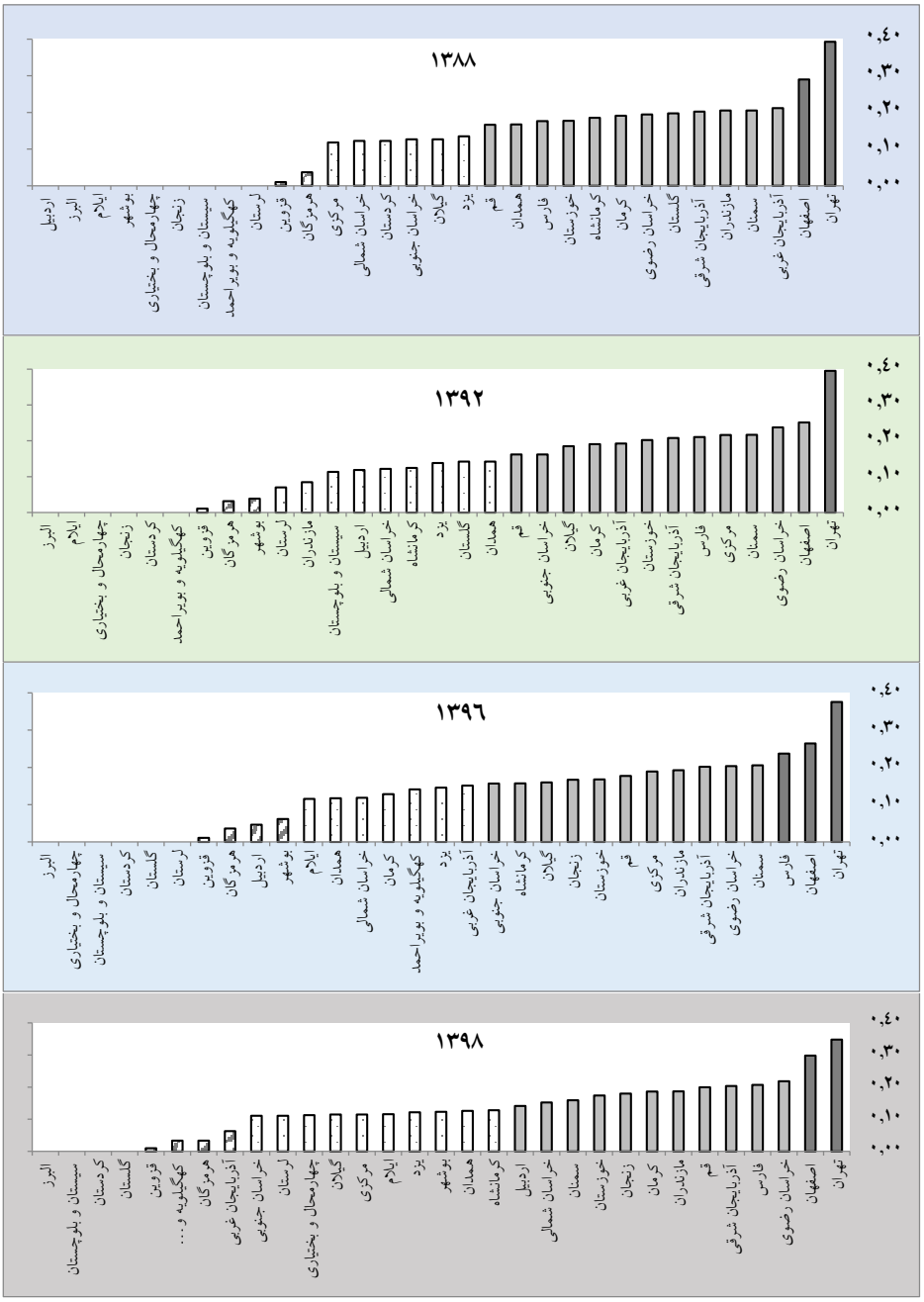
در سال ۱۳۹۲، کماکان استان تهران در جایگاه نخست و به تنهایی در گروه پربرخوردار قرار داشته است. گروه استان‌های نیمه‌برخوردار شامل ۱۲ استان است که از اصفهان (بالاترین شاخص) تا قم (پایین‌ترین شاخص) را دربر می‌گیرد. همچنین به تعداد استان‌های کم‌برخوردار افزوده شده و نه استان در زمره استان‌های محروم جای گرفتند.

طبقه‌بندی شاخص قدرت استان‌ها در سال ۱۳۹۶ حاکی از آن است که جابه‌جایی چشمگیری در راس قدرت صورت نگرفته و تنها استان فارس در کنار استان تهران و اصفهان به گروه استان‌های پربرخوردار اضافه شدند. تعداد استان‌های نیمه‌برخوردار ۱۱ بوده که دامنه آن از استان سمنان تا خراسان جنوبی ادامه دارد. طبق نمودار از آذربایجان غربی تا ایلام در گروه کم‌برخوردار جای گرفته‌اند. استان‌های بوشهر، هرمزگان، اردبیل و قزوین و شش استان انتهای نمودار در زمره استان‌های محروم باقی ماندند.

در سال ۱۳۹۸ همانند طول دوره مورد بررسی، استان‌های تهران و اصفهان کاملا برخوردار تلقی شده‌اند. ۱۱ استان در گروه نیمه‌برخوردار قرار گرفته‌اند که این طیف در شکل با استان خراسان رضوی آغاز شده و تا استان اردبیل ادامه دارد. ۱۰ استان در گروه کم‌برخوردارند که از استان کرمانشاه تا خراسان جنوبی ادامه دارد. استان‌های کردستان و سیستان و بلوچستان همانند اغلب دوره مورد بررسی کماکان محروم از قدرت هستند.

در مجموع، استان تهران در تمامی سال‌های مورد بررسی در زمره استان‌های پربرخوردار قرار داشته و به دلیل فاصله زیاد آن از استان‌های دیگر ناهمگن تلقی می‌شود. استان اصفهان نیز همواره جایگاه دوم را به خود اختصاص داده است. فاصله این دو استان با استان‌های دیگر بسیار چشمگیر است. همچنین در طول سال‌های مورد بررسی، تعداد استان‌های نیمه‌برخوردار از قدرت چندان تغییری نکرده و در مقابل بر تعداد استان‌های واقع در سطوح کم برخوردار از قدرت افزوده شده است. به بیان دیگر، جابه‌جایی قدرت اغلب در سطوح میانی (برای نمونه استان‌های آذربایجان غربی، خراسان شمالی، کرمان، قم، همدان و گیلان) بوده و جابه‌جایی قابل توجهی در دو سر طیف (استان‌های تهران و اصفهان به عنوان استان‌های پربرخوردار و استان‌های کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، ایلام و سیستان و بلوچستان به عنوان استان‌های محروم) مشاهده نمی‌شود.

نمودار ۱. طبقه‌بندی استان‌ها بر اساس شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. مقایسه یافته‌ها

در بخش سوم به مطالعاتی که به سنجش سطوح توسعه‌یافتگی مناطق ایران پرداخته بودند، اشاره شد. نماگرها و شاخص‌های مورد استفاده در آن مطالعات با پژوهش حاضر متفاوت است، اما نتایج آن‌ها تقریبا یکسان بوده و همگی بر نامتوازن بودن توسعه مناطق ایران صحه می‌گذارند. پژوهش حاضر به دلیل نیاز مبرم به بررسی ارتباط قدرت سیاسی با ناهمگونی موجود اشاره شده در مطالعات پیشین، انجام شده و کوشیده است تا معیار و روشی قابل قبول و قابل اندازه‌گیری برای سنجش قدرت مناطق کشور ارائه دهد.

یافته‌های مطالعه حاضر توزیع قدرت سیاسی در مناطق ایران را براساس شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی معرفی شده، نابرابر و نامتوازن نشان می‌دهد. همچنان که اکثریت پژوهش‌های پیشین استان‌های تهران و اصفهان و خراسان رضوی را در ردیف بالاترین استان‌های برخوردار از سطوح توسعه و استان‌های سیستان و بلوچستان، کردستان، کهگیلویه و بویر احمد، ایلام و لرستان را در پایین‌ترین سطح برخورداری از نماگرهای توسعه توصیف کرده‌اند. برای نمونه می‌توان به پژوهش‌های میرزاده و پریزادی (۱۳۹۷)، کریمی موغاری و براتی (۱۳۹۶)، شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۴)، عبداله‌زاده و شریف‌زاده (۱۳۹۱)، لیلیان و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد. بنابراین، مقایسه یافته‌های مطالعه‌های پیشین و پژوهش حاضر حاکی از آن است که بین توسعه ناهمگون فضایی و ناهمگونی توزیع فضایی قدرت اقتصادی- سیاسی همسویی وجود دارد.

همچنین برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهند الگوی توسعه مناطق ایران یک الگوی مرکز- پیرامون بوده و توسعه بیشتر مناطق مرکزی نسبت به مناطق مرزی ایران تایید می‌شود. برای نمونه می‌توان به دو پژوهش ابراهیم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) و توکلی‌نیا و شالی (۱۳۹۱) اشاره کرد. در همین راستا، یافته‌های پژوهش حاضر نیز نشان‌دهنده درجه برخورداری بیشتر مناطق مرکزی ایران از شاخص قدرت اقتصادی- سیاسی ایران است. این تطابق، نشان می‌دهد که می‌توان تناظری را بین توزیع سطوح قدرت اقتصادی- سیاسی و سطوح توسعه اقتصادی مناطق کشور موجود مشاهده کرد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر می‌کوشد تا با بهره‌گیری از قانون بودجه کشور، نحوه توزیع قدرت اقتصادی- سیاسی استان‌های ایران را تعیین کند. برای این منظور ابتدا، داده‌های مورد نیاز تعیین و سپس نماگر قدرت برای هر منصب محاسبه شده است. این نماگر برابر ضریب اهمیت یا وزن هر منصب برای هر استان است که از حاصل‌ضرب سهم دستگاه محل خدمت شخص از بودجه کشور و تعداد روزهایی که فرد در هر سال متصدی منصب مورد نظر بوده به دست می‌آید. محاسبه وزن منصب افراد از این طریق دارای این مزیت است که معیاری برای مقایسه اهمیت منصب‌های مختلف فراهم می‌آورد. پس از تعیین درجه اهمیت مقامات ملی، ماتریس قدرت استان‌ها برای هر سال تشکیل شده که سطرهای ماتریس به استان‌ها و ستون‌ها به منصب‌ها اختصاص یافته است. عناصر ماتریس قدرت را وزن تعیین شده در مراحل قبل تشکیل می‌دهد. سرانجام برای ترکیب نماگرها از سه روش وزن‌دهی ساده، تاپسیس و تاکسونومی عددی استفاده شده و شاخص قدرت به دست آمده است.

سه روش یاد شده بهبود، ثبات و تنزل رتبه استان‌ها را به طور یکسانی منعکس کردند. البته نتایج برآورد رتبه استان‌ها در دو روش تاپسیس و تاکسونومی عددی تشابه بیشتری با هم داشت. یافته‌های نشان داده که توزیع شاخص قدرت در استان‌های ایران ناهمگن است. تعداد استان‌های محروم به مراتب بیشتر از استان پربرخوردار است. علاوه بر این، مشخص شده که در ساختار قدرت در سطوح بالا (پربرخوردار) و پایین (محروم) تغییر چشمگیری اتفاق نیفتاده و تنها برخی جابه‌جایی‌ها در سطوح میانی (اعم از نیمه‌برخوردار و کم‌برخوردار) به چشم می‌خورد. در نتیجه با ادامه روند موجود، استان‌های برخوردار از قدرت همچنان در برخورداری و استان‌های محروم کماکان در محرومیت باقی خواهند ماند. پیشنهاد اساسی پژوهش حاضر، ساختارشکنی در توزیع متمرکز قدرت اقتصادی- سیاسی است؛ زیرا نمی‌توان بدون تغییر در سطوح قدرت سیاسی، تغییر محسوسی را در سطوح توسعه اقتصادی استان‌ها انتظار داشت.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Abolfazl Shahmohammadi http://orcid.org/0000-0002-9326-4309
Mohammad Ali Feizpour http://orcid.org/0000-0001-7395-5455
Mehdi Hajamini http://orcid.org/0000-0001-9638-5360
Mohammad Abedi Ardakani http://orcid.org/0000-0002-0396-1339

منابع

ابراهیم‌زاده، عیسی، موسوی، میرنجف و کاظمی‌زاد، شمس‌اله. (۱۳۹۱). تحلیل فضایی نابرابری‌های منطقه‌ای میان مناطق مرزی و مرکزی ایران، *ژئوپلیتیک*، ۸(۱)، ۲۱۴-۲۳۵.

احمدی، مرضیه، فلاحتی، علی و دل انگیزان، سهراب. (۱۳۹۹). بررسی پویای انتقال نابرابری منطقه ای در ایران (مطالعه موردی استانهای ایران). *اقتصاد مقداری*، ۱۷(۱). ۸۵-۱۱۹.

اسکندری عطا، محمدرضا، مهرگان، نادر، پورفرج، علیرضا و کریمی پتانلار، سعید. (۱۳۹۸). تحلیل فضایی نابرابری منطقه‌ای در ایران با تاکید بر عوامل محیطی و سیاسی. *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۶(۱۸)، ۱۹۷-۲۲۰.

اشتریان، کیومرث. (۱۳۸۶). رابطه قدرت سیاسی - دیوانی و بودجه (مطالعه موردی موافقت‌نامه بودجه جاری نهاد ریاست جمهوری). *سیاست*، ۳۷(۲)، ۱-۲۴.

امیراحمدی، هوشنگ. (۱۳۷۵). پویایی‌شناسی توسعه و نابرابری استان‌ها در ایران (۶۳-۱۳۳۵). *اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، (۱۰۹-۱۰۸)، ۱۵۴-۱۷۱.

آشنا، حسام‌الدین. (۱۳۹۰). *درآمدی بر قدرت هوشمند مطالعاتی برای جمهوری اسلامی ایران*. چ ۱. تهران: موسسه آموزشی و تحقیقاتی صنایع دفاعی.

بخشایشی اردستانی، احمد. (۱۳۹۸). *اصول علم سیاست*. چ ۴. تهران: انتشارات آوای نور.

پریزادی، طاهر و میرزازاده، حجت. (۱۳۹۷). توسعه منطقه‌ای در ایران با رویکرد عدالت توزیعی. *تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی*، ۱۸(۵۰)، ۱۷۹-۱۹۸.

پژوهان، جمشید. (۱۳۷۶). *مالیه عمومی و تعیین خط مشی دولت‌ها*. تهران: انتشارات پیام نور.

پیشگاهی فرد، زهرا، قالیباف، محمدباقر، مرادی نیا، سجاد و مومنی، حمیده. (۱۳۹۲). آسیب‌شناسی توزیع فضایی قدرت سیاسی در کلان‌شهر تهران با تاکید بر حکمروایی شهری. *جغرافیا*، ۱۱(۳۸)، ۹۳-۱۱۲.

تفضلی، فریدون. (۱۳۷۵). *تاریخ عقاید اقتصادی (از افلاطون تا دوره معاصر)*. چاپ دوم، تهران: نشر نی.

توکلی‌نیا، جمیله و شالی، محمد (۱۳۹۱). نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران. *آمایش محیط*، ۵(۱۸)، ۱۵-۱.

جعفریان، وحید، یزدانی، محمدرضا، رحیمی، محمد و قربانی، مهدی. (۱۳۹۵). تحلیل شبکه‌ای ساختار قدرت دست‌اندرکاران سازمانی مدیریت منابع آب دشت گرمسار. *تحقیقات منابع آب ایران*، ۱۲(۳)، ۱۱۴-۱۲۹.

حافظ نیا، محمدرضا و کاویانی‌راد، مراد. (۱۳۸۳). *افق‌های جدید در جغرافیای سیاسی*. تهران: انتشارات سمت.

حافظ نیا، محمدرضا. (۱۳۸۹). *قدرت و منافع ملی (مبانی، مفاهیم و روش‌های سنجش)*. تهران: انتشارات انتخاب.

راسل، برتراند. (۱۳۸۵). *قدرت*. ترجمه نجف دریابندی، چاپ چهارم، تهران: انتشارات خوارزمی.

زیرکی، محمدرضا و اخباری، محمد. (۱۳۹۸). الگوی بهینه سیاسی-فضایی توزیع قدرت اجتماعی در منطقه بلوچستان. *تحقیقات جغرافیایی*، ۳۵(۱)، ۱۱-۱۸.

شهیکی‌تاش، محمدنبی، یغفوری، حسین و درویشی، باقر. (۱۳۹۴). بررسی شدت عدم تعادل فضایی و منطقه‌ای رفاه در استان‌های ایران (مطالعه مقایسه‌ای رفاه مبتنی بر دیدگاه هاروی و اسمیت)، *برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۵(۱۷)، ۱۵-۳۰.

صادقی عمروآبادی، بهروز و کاظمی، احسان. (۱۴۰۱). تحلیل اثر حکمرانی خوب و چرخه‌های تجاری بر تغییرات نقدینگی و کسری بودجه در ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷(۹۰)، ۱۷۱-۲۰۷.

عالم، عبدالرحمن. (۱۳۹۴). *بنیادهای علم سیاست*. تهران: نشر نی.

عبداله‌زاده، غلامحسین و شریف زاده، ابوالقاسم. (۱۳۹۱). سطح‌بندی توسعه منطقه‌ای در ایران (کاربرد رهیافت شاخص ترکیبی)، *مطالعات و پژوهش‌های شهری و منطقه‌ای*، ۴(۱۳)، ۱۴-۹۲.

غفاری، هادی و چنگی آشتیانی، علی. (۱۳۸۹). *تاریخ عقاید اقتصادی*. تهران: انتشارات پیام نور.

قالیباف، محمدباقر، پورموسوی، سیدموسی و امیدی آوج، مریم. (۱۳۹۰). درآمدهای نفتی و توزیع فضایی قدرت سیاسی در ایران. *فصلنامه بین‌المللی ژئوپلیتیک*، ۷(۲)، ۳۷-۷۰.

قره‌باغیان، مرتضی. (۱۳۹۳). *اقتصاد رشد و توسعه*. ج ۱. چ ۱۳. تهران: نشر نی.

کریمی موغاری، زهرا و براتی، جواد. (۱۳۹۶). تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بعدی، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷(۲۶)، ۴۹-۷۰.

لیلیان، رضـا، رخشـانی نسب، حمیدرضا و رمضان زاده، رقیه. (۱۳۹۰). تحلیل عوامل موثر بر توسعه منطقه‌ای در ایران، *فصلنامه مطالعات مدیریت شهری*، ۳(۶)، ۹۵-۱۲.

محمدی کنگرانی، حنانه، شـــامخی، تقی و اشـــتریان، کیومرث. (۱۳۸۹). بررســـی تاثیرات قدرت رسـمی و غیررسـمی سازمان‌ها در تخصیص بودجه (مطالعه حوزه منابع طبیعی در برنامه چهارم توسعه استان کهگیلویه و بویراحمد). *مجله جنگل ایران*، ۲(۴)، ۳۳۱-۳۴۳.

مصـلی‌نژاد، عباس. (۱۳۹۶). *اقتصـاد سـیاسـی ایران*، دوران معاصـر. چ ۳. تهران: انتشـارات دانشگاه تهران.

نای، جوزف. (۱۳۸۷). *قدرت نرم (ابزارهای موفقیت در سـیاسـت بین الملل)*. ترجمه سـیدمحسـن روحانی و مهدی ذوالفقاری. چاپ دوم، تهران: دانشگاه امام صادق (ع).

نبوی، سیدعباس. (۱۳۷۹). *فلسفه قدرت*. چاپ اول، تهران: انتشارات سمت.

نـدیری، محمـد و پندار، مهدی. (۱۳۹۴). *درآمدی بر سـاختارهای نهادی و فرآیند توسـعه*. چ ۱. تهران: انتشارات آماره.

وکیلی، شروین. (۱۳۸۹). *نظریه‌های قدرت*. ۱. تهران: انتشارات مهارت.

وینسنت، اندرو. (۱۳۸۵). *نظریه‌های دولت*. ترجمه حسین بشیریه. چ ۵. تهران: نشر نی.

References

Abdulai, A. (2014). Rethinking spatial inequalities in development: the primacy of politics and power relations. *ESID Working Paper,(29)*, 1-38.

Abdollahzade, Gh. & Sharifzadeh, A. (2012). Classifying regional development in Iran (Application of Composite Index Approach). *Uran Regional studies and Researches, 4(13)*, 41-62. [In Persian]

Ahmadi, M., Falahati, A. & Delangizan, S. (2020). Transition dynamic analysis of the regional disparity in Iran (case study: Iran provinces). *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 17(1)*, 85-119. [In Persian]

Alem, A. (2015). *Principles of politics*. Tehran, Tehran: NeiyPress. [In Persian]

Alwy, A., & Schech, S. (2004). Ethnic inequalities in education in Kenya. *International Education Journal, 5(2)*, 266-274.

Ansolabehere, S., & Snyder, J.M. (2006). Party control of state government and the distribution of public expenditures. *Scandinavian Journal of Economics, 108(4)*, 547-569.

Arulampalama, W., Dasgupta, S., Dhillon, A., & Dutta, B. (2009). Electoral goals and center-state transfers: a theoretical model and empirical evidence from India. *Journal of Development Economics, (88)*, 103-119.

Ashena, H. (2011). *Smart power*. (1nd ed.), Tehran: Educational and Research Institute of Defense Industries. [In Persian]

Ashtarian, K., (2007). The relationship between political- bureaucratic power and the budget (a case study of the current budget agreement of the presidential institution). *Politics Quarterly*, *37(2)*, 1-24. [In Persian]

Bakhshayeshi Ardestani, A. (2019). *Principle of politics*, (4nd ed.), Tehran: Avaye Noor Press. [In Persian]

Charron, N. (2016). Explaining the allocation of regional structural funds: the conditional effect of governance and self-rule. *European Union Politics*, *17(4)*, 638-659.

Clegg, S. R. (1989). *Frameworks of power*. (1nd ed.). London: SAGE Publications Ltd.

Corvalan, A., Cox, P., & Osorio, R. (2018). Indirect political budget cycles: Evidence from Chilean municipalities. *Journal of Development Economics*, *(133)*, 1-14.

Dahl R. (1985). *A preface to economic democracy.* California: University of California Press.

Deleuze, G., & Guattari, F. (1987). *A thousand Plateaus*. Minnesota: University of Minnesota Press.

Ebrahimzadeh, I., Mousavi, M. N. & Kazemizad, S. (2012). Spatial analysis of regional disparities between the central and border areas of Iran. *Geopolitics*, *8(1)*, 214-235. [In Persian]

El Alaoui, M. (2021). *Fuzzy TOPSIS: Logic, Approaches, and Case Studies*. CRC Press.

Eskandari Ata, M. R., Mehregan, N., Pourfaraj, A. & Petanlar, S. K. (2019). Spatial analyses of regional inequality with emphasis on environmental and political factors. *Journal of Economics and Regional Development*, *26(18)*, 197-220. [In Persian]

Foucault, M. (1978). *The history of sexuality: an introduction*. Translated by Hurley Robert, (1nd ed.). New York: Pantheon Books.

Foucault, M. (1994). *The hermeneutic of the subject, in ethics: subjectivity and truth*. London: Penguin.

Ghafari, H., Changi Ashtiani, A. (2010). *The history of economic thoughts*. Tehran: Payame Noor Press. [In Persian]

Ghalibaf, M. B., Pourmoussavi, S. M. & Omidi Avaj, M. (2011). Oil revenues and spatial distribution of political powers in Iran. *Geopolitics*, *7(2)*, 37-70. [In Persian]

Gharebaghian, M. (2004). *Growth and development Economics*. (13nd ed.), Tehran: Ney Press. [In Persian]

Hafeznia, M. (2010). *Power and national interests (fundamentals, concepts and measurement methods)*. Tehran: Entekhab Press. [In Persian]

Hafeznia, M. & Kavyani Rad, M. (2010). *New horizons in political geography*. Tehran: Samt Press. [In Persian]

Harriss-White, B. (1996). Liberalization and corruption: Resolving the paradox (a discussion based on south Indian material). *IDS Bulletin*, *27(2)*, 31-39.

Hobbes, T. (1968). *Leviathan*. Harmondsworth: Penguin.

Hoover, G. A., & Pecorino, P. (2005). The political determinants of federal expenditure at the state level. *Public Choice*, *(123)*, 95-113.

Jafarian, V., Yazdani M. R., Rahimi, M. & Ghorbani, M. (2016). Network analysis of organizational stakeholders on water resource management in Garmsar plain. *Iran- Water Resources Researches*, *12(3)*, 114-129. [In Persian]

Jevons, W. S. (1871). *The theory of political economy*. Reprinted by New York: Kelley and Macmillan, 1911.

Karimi Moughari, Z. & Barati, J. (2017).Determining the level of regional inequality in provinces of Iran: analysis of multidimensional composite index. *Economic Growth and development Research*, *7(26)*, 49-70. [In Persian]

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.

Keneck-Massil, J., Nomo-Beyala, C., & Owoundi, F. (2021): The corruption and income inequality puzzle: Does political power distribution matter?, *Economic Modelling*, *(103)*, 1-34.

Larcinese, V., Rizzo, L., & Testa, C. (2006). Allocating the U.S. federal budget to the states: The impact of the president. *The Journal of Politics*, *68(2)*, 447-456.

Lilian, R., Rakhshani Nasab, H. R., Ramazan Zadeh, R. (2011). Analysis of effective factors on regional development in Iran. *Urban Management Studies*, *3(6)*, 12-95. [In Persian]

Lukes, S. (1974). *Power: A Radical View*. UK: Macmillan Education.

Lukes, S. (1986). *Power*. Oxford: Blackwell.

List, F. (1841). *The National System of Political Economy*, Translated by Sampson S. Lloyd, 1885. New York: Longmans.

Menger, C. (1871). *Principle of economics*. Translated by James Dingwall & Bert Hoselits. Reprinted in 2007. Alabama: Ludwig von Mises Institute.

Mill, J. S. (1848). Principles of political economy with some of their applications to social philosophy, (1nd ed.), London: John W. Parker.

Machiavelli, N. (1958).*The prince*. London: Everyman.

Mills, C.W. (1956). The Power of elite. London: Oxford University Press.

Mohammadi Kangarani, H., Shamekhi, T. & Ashtarian, K. (2010). Investigation of the effects of formal and informal lobbying of organizations on budget allocation, study of natural resources field in 4th development plan of Kohgiloye and Boyerahmad province. *Iranian Journal of Forest, 2(4),* 331-343. [In Persian]

Mossalanejad, A. (2017). *Political economy of Iran*. (3nd ed.). Tehran: Tehran University Press. [In Persian]

Mosca, G. (1939). *The ruling class*. New York: McGraw Hill.

Nabavi, S. A. (2000). *The philosophy of power*. (1nd ed.). Tehran: Samt Press. [In Persian]

Nadiri, M., & Pendar. M. (2015).Institutional structures and development process. (1nd ed.). Tehran: Amareh Press. [In Persian]

Nye, J. (2004). *Soft power, the means to success in world politics*. Translatad by Seyed Mohsen Rouhani & Mehdi Zoalfaghari (2nd ed.). Tehran: Emam Sadegh University Press. [In Persian]

Olejnik, L. (2019). Local political business cycles and administration spending in polish local governments. *Economic and Regional Studies, 12(2),* 187-199.

Ozanne, A. (2016). *Power and neoclassical economics: A return to political economy in the teaching of economics*. (1nd ed.). Palgrave Macmillan.

Palaniswamy, N., & Krishnan, N. (2012). Local politics, political institutions, and public resource allocation. *Economic Development and Cultural Change, 60(3),* 449-473.

Parsons, T. (1969). *Politics and social structure.* New York: Free Press.

Parizad, T., Mirzazadeh, H. (2018). Analysis of factors affecting regional development in Iran. *Scientific Journals Management System, 18(50),* 179-198. [In Persian]

Pazhuhan, J. (1997). *Public finance and government policy determination*. Tehran: Payame Noor Press. [In Persian]

Poulantzas, N. A. (1978). *Political power and social classes*. New York: New Left Review.

Pishgahifard, Z.,Ghalibaf, M. B., Moradinia, S. & Momeni, H. (2013). Pathology of the spatial distribution of political power in the metropolis of Tehran with an emphasis on urban governance. *Journal of Geography, 11(38),* 93-112. [In Persian]

Russell, B. (2006). *Power: a new social analysis. Translated by Najaf Daryabandi.* (4nd ed.). Tehran: Kharazmi Press. [In Persian]

Reino, J. L. G. & Alcalde, A. H. (2011). Political determinants of regional financing: The case of Spain. *Environment and planning C: government and policy, (29)*, 802-820.

Ricardo, D. (1817). *On the principles of political economy and taxation*. (1nd ed.), London: John Murray.

Sadeghi Amroabadi, B. & Kazemi, E. (2022). The Effects of Good Governance and Political Cycles on the Changes of Liquidity and Budget Deficit in Iranian Economy. *Iranian Journal of Economic Research, 27(90)*, 171-207. [In Persian]

Shahikitash, M. N., Yaghfori, H. & Darvishi, B. (2015). Review the intensity of spatial and regional imbalance of welfare (comparative study of welfare in Iran provinces based on Harvey and Smith approaches). *Journal of Regional Planning, 5(17)*, 15-30. [In Persian]

Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*. (1nd ed.). London: W. Strahan.

Solé-Ollé, A. & Navarro, P.S. (2008). The effects of partisan alignment on the allocation of inter-governmental transfers. differences-in-differences estimates for Spain. *Journal of Public Economics, (92)*, 2302-2319.

Tafazoli, F. (1996). *History of economic thoughts (from Plato to the contemporary period)*. (2nd ed.). Tehran: Ney Press. [In Persian]

Tavakolinia, J. & Shali, M. (2012). Regional inequalities in Iran. *Quarterly Journal of Environmental-based Territorial Planning, 5(18)*: 1-15. [In Persian]

Vakili, Sh. (2010). *Power theories*. (1nd ed.). Tehran: Amareh Press. [In Persian]

Vincent, A. (1987). *Theories of the state*. Translated by Hosein Bashirieh. Tehran: Ney Press. [In Persian]

Zeerakee, M. & Akhbaree, M. (2020). Optimum political-spatial pattern of social power distribution in Baluchestan region. *Geographical Researches, 25(1)*, 11-18. [In Persian]

پیوست الف

درجه اهمیت مناصب نهادهای مندرج در قانون بودجه کشور

سال / منصب	۱۳۹۸	۱۳۹۷	۱۳۹۶	۱۳۹۵	۱۳۹۴	۱۳۹۳	۱۳۹۲	۱۳۹۱	۱۳۹۰	۱۳۸۹	۱۳۸۸
رییس جمهور	۸۱/۳۲	۷۵/۴۳	۷۸/۵۷	۸۱/۱۲	۸۰/۵۱	۷۸/۹۵	۷۵/۷۰	۷۷/۰۳	۷۹/۵۶	۸۲/۹۳	۸۶/۱۵
رییس دفتر	۰/۱۶۳	۰/۱۹۸	۰/۲۰۱	۰/۲۲۲	۰/۲۲۶	۰/۲۹۹	۰/۳۰۱	۰/۳۰۹	۰/۴۴۱	۰/۵۴۹	۰/۸۳۲
معاون اول	۳۷/۲۱	۴۱/۴۲	۳۵/۶۶	۳۷/۵۵	۳۴/۰۸	۳۴/۳۸	۳۴/۰۹	۳۸/۷۰	۴۲/۹۴	۴۳/۷۷	۴۲/۴۱
معاون اقتصادی	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	۰/۰۲۵	۰/۰۳۱	۰/۰۳۵	۰/۰۴۵	۰/۰۴۷	–	–	–	–
معاون امور مجلس	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	–
معاون حقوقی	۰/۰۱۷	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۹	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۸	–
معاون امور زنان	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	۰/۰۱۸
معاون علمی و فناوری	۰/۰۷۹	۰/۴۲۳	۰/۳۸	۰/۴۲	۰/۶۰	۰/۲۷	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۴۶
رییس قوه قضاییه	۳/۰۹	۳/۲۲	۲/۱۷	۲/۱۰	۱/۸۲	۱/۹۴	۱/۹۸	۲/۱۴	۲/۰۲	۱/۸۳	۲/۴۹
رییس قوه مقننه	۰/۲۶	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۴۸	۰/۳۵	۰/۴۷	۰/۳۰۱	۰/۵۳۴	۰/۳۳۹	۰/۱۶
شورای عالی امنیت ملی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۲	۰/۰۲۴	۰/۰۲۹	۰/۰۳۴	۰/۰۰۵
هیات رییسه مجلس خبرگان	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰۳/۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
اعضای حقیقی مجمع تشخیص مصلحت نظام	۰/۰۱۵	۰/۰۳۱	۰/۰۲۸	۰/۰۳۰	۰/۰۳۱	۰/۰۲۸	۰/۰۲۷	۰/۰۳۰	۰/۰۳۰	۰/۰۳۰	۰/۰۱۶
اعضای ستاد مبارزه با مواد مخدر	۰/۰۷۳	۰/۰۸۹	۰/۰۷۸	۰/۰۷۶	۰/۰۸۲	۰/۰۹۲	۰/۰۸۸	۰/۱۱۳	۰/۰۹۴	۰/۱۰۵	–
اعضای مجلس شورای اسلامی	۰/۱۱۳	۰/۱۸۹	۰/۱۹۷	۰/۱۹۰	۰/۳۴۰	۰/۲۱۵	۰/۳۲۹	۰/۱۵۸	۰/۳۶۳	۰/۱۶۸	۰/۱۹۴
اعضای شورای نگهبان	۰/۰۲۵	۰/۰۳۷	۰/۰۳۸	۰/۰۴۴	۰/۰۵۰	۰/۰۲۷	۰/۰۳۴	۰/۰۴۰	۰/۰۳۹	۰/۰۳۳	۰/۰۴۳
رییس سازمان اداری و استخدامی کشور	۰/۰۲۸	۰/۰۲۷	۰/۰۲۱	–	–	–	–	–	–	–	–
رییس سازمان اسناد و کتابخانه ملی ایران	۰/۰۳۳	۰/۰۴۱	۰/۰۴۲	۰/۰۴۱	۰/۰۲۱	۰/۰۲۹	۰/۰۳۰	۰/۰۴۰	۰/۰۳۶	۰/۰۴۰	۰/۰۴۶
رییس دیوان محاسبات	۰/۱۲۵	۰/۱۳۳	۰/۱۰۱	۰/۱۰۴	۰/۱۰۶	۰/۱۰۴	۰/۱۰۶	۰/۱۰۳	۰/۱۲۰	۰/۱۱۶	۰/۰۹۶
وزیر اطلاعات	۱/۵۲	۱/۵۰	۱/۴۳	۱/۴۳	۱/۱۹	۱/۰۳	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۵۸۸	۰/۸۶۲	۰/۸۵۸
رییس سازمان برنامه . بودجه	۰/۵۴۲	۰/۲۶۵	۰/۳۱۹	۰/۳۶۵	۰/۳۹۲	۰/۱۵۷	۰/۱۷۳	۰/۸۱۶	۰/۸۴۸	۰/۶۲۲	۰/۶۱۲
وزیر کشور	۴/۷۱	۵/۵۳	۳/۵۵	۳/۸۰	۳/۶۸	۳/۸۹	۳/91	۴/۶۸	۴/۰۹	۳/۵۴	۴/11
سازمان ثبت احوال کشور	۰/۲۴۶	۰/۳۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۳۱	۰/۰۳۸	۰/۰۴۲	۰/۰۵۸	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۳۷	۰/۰۴۸
رییس سازمان امور شهرداری‌ها و دهیاری‌ها	۰/19	۰/۲۸۶	۰/۱۲۵	۰/۰۹۰	۰/۰۹۰	۰/۰۹۰	۰/۱۲۱	۰/۱۸۲	۰/۰۸۹	۰/۰۹۶	۰/۱۲۰
فرمانده نیروی انتظامی ج.ا.ا.	۳/۹۵	۴/۵۴	۲/۷۳	۲/۸۲	۲/۸۳	۲/۹۳	۲/۶۷	۲/۷۸	۲/۹۵	۲/۹۷	۳/۳۳
وزیر امور خارجه	۰/۷۲	۰/۶۵	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۵	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۶۳	۰/۷۸

ادامه جدول- درجه اهمیت مناصب نهادهای مندرج در قانون بودجه کشور

سال / منصب	۱۳۹۸	۱۳۹۷	۱۳۹۶	۱۳۹۵	۱۳۹۴	۱۳۹۳	۱۳۹۲	۱۳۹۱	۱۳۹۰	۱۳۸۹	۱۳۸۸
وزیر دادگستری	۰/۱۲۵	۰/۱۱۵	۰/۰۹۳	۰/۰۹۷	۰/۰۷۱	۰/۰۷۸	۰/۰۸۰	۰/۰۸۷	۰/۰۹۳	۰/۱۱۲	۰/۱۲٤
رییس سازمان دیوان عدالت اداری	۰/۰٤۳	۰/۰۳٦	۰/۰۲۳	۰/۰۱۸	۰/۰۱۵	۰/۰۱٤	۰/۰۱۷	۰/۰۱۹	۰/۰۲۱	۰/۰۱۷	۰/۰۱٦
رییس سازمان رندان‌ها و اقدامات تربیتی	۰/٤۳	۰/٤٦	۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۳۲	۰/۳٦	۰/۱٦	۰/۱۰	۰/۰۱۷	۰/۰۸
رییس سازمان بازرسی کل کشور	۰/٤۹	۰/۰۵۷	۰/۰٤۸	۰/۰٤٦	۰/۰٤۲	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	۰/۰۳۸	۰/۰٤۳	۰/۰٤۳	۰/۰۳٦
رییس سازمان پزشکی قانونی	۰/۰۹٤	۰/۱۱۵	۰/۰٤۸	۰/۰۳۸	۰/۰۳۷	۰/۰٤۸	۰/۰٦۱	۰/۰٦٦	۰/۰۸۵	۰/۰٤۰	۰/۰۵۰
رییس سازمان اوقاف و امور خیریه	۰/۱۲	۰/۱٤	۰/۰۵۰	۰/۰۵۰	۰/۰۵۲	۰/۰۵۱	۰/۰٦٦	۰/۰٦٤	۰/۰۵۹	۰/۰۵۵	۰/۰۷۰
وزیر امور اقتصادی و دارایی	۲/۳۲	۲/۵٤	۱/۷۰	۱/٦۱	۱/۵۱	۱/٤۹	۱/۲۸	۱/۱۵	۰/۸۲	۰/۷۸	۰/۸۱
رییس سازمان امور مالیاتی کشور	۱/۱۷	۱/٦۱	۰/۸۷	۰/۹٦	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/٦۷	۰/٦۲	۰/۳۲	۰/۳۷	۰/۲۰
رییس گمرک ج.ا.ا	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۲٦	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۲۲	۰/۱٦	۰/۰۸	۰/۰۷
وزیر دفاع و پشتیبانی نیروهای مسلح	۸/۷۱	۹/۸۸	۸/۳۹	۸/۹۱	۸/۳۱	۸/۹۱	۹/٤۰	۱۰/۷۱	۹/۸۵	۳/۲۹	۷/٤٦
فرمانده ستاد مشترک ارتش جمهوری اسلامی ایران	۲/٦۵	۳/٤۳	۲/۸۳	۲/٦۷	۲/۷٤	۳/۳۰	۳/۰٦	۲/٦۹	۲/۸۵	۳/۰۳	۳/۲۳
فرمانده ارتش ج.ا.ا.	۲/٦۹	۳/٤٦	۲/۸٦	۲/۷۰	۲/۷۸	۳/۳۱	۳/۰۸	۲/۷۲	۲/۸۹	۳/۰٦	۳/۲۲
ستاد مشترک سپاه پاسداران	٦/٦۲	۹/٤٤	۸/٤۸	٦/٤۱	٦/٦۵	۷/۱۵	۱۰/٦۰	۱۰/۸۳	۱۰/۵۷	۷/۰۳۳	۸/٤۰
فرمانده سپاه پاسداران	۷/۰۹	۹/۹۸	۸/۹۷	٦/۹٤	۷/۲۳	۷/۵۹	۱۱/۱۹	۱۱/۳۰	۱۱/۲۱	۷/۷٤	۹/۰۷
فرمانده سازمان بسیج مستضعفین	۰/۳۵٤	۰/٤۳	۰/٤۳	۰/٤۸	۰/۵۲	۰/٤۰	۰/۵۵	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/٦٤	۰/٦٤
نماینده ولی فقیه در سپاه	۰/۰۲۹	۰/۰۳۳	۰/۰۲٤	۰/۰۲۵	۰/۰۲۷	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۵	۰/۰۱٦	۰/۰۱۸
رییس ستاد فرماندهی کل نیروهای مسلح	۲۲/۵٦	۲۸/٤۷	۲٤/۰۷	۲۲/۲۹	۲۲/۰۰	۲۳/٦۹	۲۷/۳۷	۲۷/٦۰	۲٤/۰۷	۱٤/۱۷	۱۹/۸۵
وزیر علوم، تحقیقات و فناوری	٤/۵۹	۳/۰۰	٤/۷۵	٤/۹۹	۵/۱۱	۵/٤۸	۵/۰۲	٤/۹۵	٤/٤٦	٤/٤٤	٤/٤۰
رییس میراث فرهنگی، صنایع دستی و گردشگری*	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۲۸	۰/۳۱	۰/۲٤	۰/۲٤	۰/۲۱	۰/۲۸	۰/۳۰	۰/۳۹	۰/٤۸
وزیر فرهنگ و ارشاد اسلامی	۰/٦۰	۰/۷۲	۰/٦۲	۰/٦۲	۰/۵۸	۰/٦۰	۰/٦۷	۰/۸۳	۰/۵۵	۰/۵٦	۰/۸٦

ادامه جدول- درجه اهمیت مناصب نهادهای مندرج در قانون بودجه کشور

سال / منصب	۱۳۹۸	۱۳۹۷	۱۳۹۶	۱۳۹۵	۱۳۹۴	۱۳۹۳	۱۳۹۲	۱۳۹۱	۱۳۹۰	۱۳۸۹	۱۳۸۸
اعضای شورای عالی حوزه های علمیه	۰/۰۷۹	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱٤	۰/۱٦	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۱۷	۰/۱٤	۰/۲۱	
رییس سازمان فرهنگ و ارتباطات اسلامی	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۳۹
رییس سازمان تبلیغات اسلامی	۰/۰۸۹	۰/۱٥٤	۰/۱۳	۰/۱٤	۰/۱٥	۰/۱٥	۰/۱٤	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۳	–
وزیر آموزش و پرورش	۱۳/۱۱	۱۳/٥۸	۱۲/٥۳	۱۳/٦٥	۱۳/۰۱	۱۳/٤٤	۱۱/٦۹	۱۲/٦٥	۱٦/۷٤	۱٦/۷٤	۱۸/۷۳
وزیر ورزش و جوانان	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/٤۰	۰/٤۰	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۳۰	۰/٤۱	۰/٤۱	۰/٤۳	۰/٦۳
وزیر بهداشت درمان و آموزش پزشکی	۲۰/۱۷	۱۲/۱۰	۲۳/۲۱	۲۲/٤۳	۲۳/۸٤	۲۰/٤۳	۱۷/۰۸	۱٥/٤٥	۱۱/۸۸	۱۱/٤۳	۱۱/۳۲
سرپرست کمیته امداد امام خمینی (ره)	۱/٤۱	۱/۷۰	۱/٥۹	۱/۷۰	۱/۷۷	۱/۹٦	۱/۸۰	۲/۰۰	۲/۱۹	۲/۳٤	۲/۷۳
رییس انستیتوپاستور ایران	۰/۰٤۳	۰/۰٤٥	۰/۰٥۰	۰/۰٥۲	۰/۰٤٥	۰/۰٤۷	۰/۰٤۷	۰/۰٤۸	۰/۰٥٦	۰/۰۳۷	۰/۰٤٥
رییس جمعیت هلال احمر ایران	۰/۳۹	۰/٥٥	۰/۳۲	۰/۳٥	۰/۳۷	۰/٤۳	۰/۳۳	۰/۳٤	۰/٤۱	۰/۲٦	–
رییس سازمان بهزیستی کشور	۱/۰٥	۰/۸٦	۰/۷٤	۰/۷۹	۰/۸۱	۰/۸٦	۰/۷۳	۰/٦۸	۰/۷۱	۰/۸٦	۰/۷۹
رییس بنیاد شهید و امور ایثارگران	۳/٦۳	٤/۱۸	۳/۹٦	٤/۰٦	٤/۱٤	٤/٤۳	٤/۰٦	۳/۸۹	٤/۰٦	٤/۲۰	٤/٤۸
رییس سازمان تامین اجتماعی	۰/٤۲۲	۰/٤۱۸	۰/۱۳۱	۰/۱٤۱	۰/۱٤۳	۰/۱۷۲	۰/۱٥۷	۰/۱٦۰	۰/۱۱۸	۰/۱۰٦	۰/۱٤۲
رییس بنیاد مسکن انقلاب اسلامی	۰/۱۰٥	۰/۱۰	۰/۰۹۲	۰/۱٦۱	۰/۲٥۷	۰/۰۹۱	۰/۱٦۲	۰/۱٥٤	۰/۰۲٦	۰/۰٤٦	۰/۰۹۲
رییس سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی	۰/۳٤	۰/۳۸	۰/۳٥	۰/۳٦	۰/۳۳	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳۷	۰
رییس سازمان دامپزشکی کشور	۰/۰۷۹	۰/۰۸۹	۰/۰٥۳	۰/۰٤۸	۰/۰٤٤	۰/٤۲	۰/۰٤٥	۰/۰٥۳	۰/۰۳٥	۰/۰۳٤	–
رییس موسسه رازی	۰/۰۹۷	۰/۰۹۲	۰/۰۹٤	۰/۱۱٤	۰/۱۰۹	۰/۰۸۳	۰/۰٦۲	۰/۰٥۸	۰/۰٦٥	۰/۰۷۰	
رییس سازمان جنگل ها، مراتع و آبخیزداری	۰/۱۹	۰/۲۷	۰/۳۹	۰/۲٥	۰/۱۹	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲٥	–
رییس سازمان حفاظت محیط زیست	۰/۱۰۸	۰/۱۰۳	۰/۰۸۱	۰/۰۸۲	۰/۰٦۹	۰/۰٦٤	۰/۰٦۳	۰/۱۰۹	۰/۰۸۲	۰/۰۹۷	۰/۱۱٤
وزیر نفت	۰/۰۳۷	۰/۰٥۹	۰/۰٦۳	۰/۰۷۸	۰/۰۸٦	۰/۰۸٤	۰/۱۲	۰/۱٥	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۱٦
وزیر نیرو	۲/۲۱	۲/۳۱	۲/۷٦	۳/۱۷	۳/٦۱	۳/٥٦	٥/۲٦	٤/۸٥	٥/٤٤	٦/٥۱	٥/۳۹

ادامه جدول- درجه اهمیت مناصب نهادهای مندرج در قانون بودجه کشور

سال / منصب	۱۳۹۸	۱۳۹۷	۱۳۹۶	۱۳۹۵	۱۳۹٤	۱۳۹۳	۱۳۹۲	۱۳۹۱	۱۳۹۰	۱۳۸۹	۱۳۸۸
رییس سازمان انرژی اتمی ایران	۰/۲۲	۰/۳۰	۰/۳۳	۰/۳۹	۰/٤۲	۰/٤۸	۰/٥٤	۰/٤۸	۰/٤۳	۰/۳۹	۰/٥۱
وزیر ارتباطات و فناوری اطلاعات	۰/۹۸	۱/۳۸	۰/۱۷	۰/۲۱	۰/۲٤	۰/۱۹	۰/۲٥	۰/۳۱	۰/۱۰	۰/۰٦	۰/۰٦
وزیر جهاد کشاورزی	۱/۳٦	۱/۷۳	۲/۳۲	۱/٤۳	۱/۳۷	۱/۳۰	۱/۸۳	۱/۸۸	۱/۹۹	۱/۹۳	۲/٤۰
وزیر راه و شهرسازی	۲/۲۸	۲/۸٦	۳/۲۳	۳/٤۸	۳/٥۱	۳/۱۲	٤/۳۱	٤/۹۰	٤/٤۲	٥/۳٥	۷/۱۹
وزیر تعاون، کار و رفاه اجتماعی	۱٦/۰٦	۱٦/۸۷	۹/۹۰	۱۰/٦٦	۹/۷٤	۱۰/۹۳	۹/۸۷	۸/۹۳	۹/۲۳	۰/۰۳۸	-
وزیر صنعت، معدن و تجارت	۰/٦۲	۰/٥۳	۰/۲٥	۰/۳۳	۰/۳٦	۰/۳۳	۰/٤۲	۰/٥۳	۰/٥٤	۰/۲۸	۰/٤۷
رییس صدا و سیما ج.ا.ا.	۰/٥۲	۰/٥۸	۰/٥۸	۰/٥۸	۰/٦٦	۰/٦۲	۰/٦٤	۰/۸۳	۰/۷٤	۰/۸٤	۰/۹٥

پیوست ب

طبقه‌بندی قدرت استان‌ها با سه روش، وزن‌دهی ساده،تاپسیس و تاکسونومی

سال / استان	۱۳۸۸			۱۳۸۹		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
آذربایجان غربی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
اردبیل	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
اصفهان	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
البرز	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
ایلام	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
بوشهر	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
تهران	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
چهارمحال و بختیاری	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خراسان جنوبی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
خراسان رضوی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
خراسان شمالی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خوزستان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
زنجان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
سمنان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
سیستان و بلوچستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
فارس	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
قزوین	کم برخوردار	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
قم	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
کردستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
کرمان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کرمانشاه	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
کهگیلویه و بویراحمد	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
گلستان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
گیلان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
لرستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
مازندران	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
مرکزی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
هرمزگان	کم برخوردار	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
همدان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
یزد	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار

ادامه جدول – طبقه‌بندی قدرت استان‌ها با سه روش، وزن‌دهی ساده،تاپسیس و تاکسونومی

سال / استان	۱۳۹۰			۱۳۹۱		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
آذربایجان غربی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
اردبیل	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
اصفهان	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	نیمه برخوردار	پربرخوردار
البرز	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
ایلام	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
بوشهر	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
تهران	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
چهارمحال و بختیاری	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	محروم	محروم	محروم
خراسان جنوبی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
خراسان رضوی	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
خراسان شمالی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خوزستان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
زنجان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
سمنان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
سیستان و بلوچستان	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
فارس	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
قزوین	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
قم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
کردستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	محروم	محروم	محروم
کرمان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کرمانشاه	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کهگیلویه و بویراحمد	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
گلستان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
گیلان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
لرستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
مازندران	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
مرکزی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
هرمزگان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
همدان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
یزد	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار

ادامه جدول – طبقه‌بندی قدرت استان‌ها با سه روش، وزن‌دهی ساده،تاپسیس و تاکسونومی

سال / استان	۱۳۹۲			۱۳۹۳		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
ذربایجان شرقی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
آذربایجان غربی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
اردبیل	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	محروم	محروم	محروم
اصفهان	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پر خوردار	نیمه خوردار	نیمه خوردار
البرز	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
ایلام	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
بوشهر	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
تهران	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
چهارمحال و بختیاری	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
خراسان جنوبی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
خراسان رضوی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
خراسان شمالی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
خوزستان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
زنجان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
سمنان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
سیستان و بلوچستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	محروم	محروم	محروم
فارس	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
قزوین	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
قم	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کردستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
کرمان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کرمانشاه	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
کهگیلویه و بویراحمد	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
گلستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	محروم	محروم	محروم
گیلان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
لرستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	محروم	محروم	محروم
مازندران	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
مرکزی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
هرمزگان	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
همدان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
یزد	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار

ادامه جدول – طبقه‌بندی قدرت استان‌ها با سه روش، وزن‌دهی ساده،تاپسیس و تاکسونومی

سال / استان	۱۳۹٤			۱۳۹۵		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
آذربایجان غربی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
اردبیل	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
اصفهان	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
البرز	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
ایلام	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
بوشهر	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
تهران	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
چهارمحال و بختیاری	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
خراسان جنوبی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خراسان رضوی	نیمه برخوردار	پربرخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
خراسان شمالی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خوزستان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
زنجان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
سمنان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	پربرخوردار	نیمه برخوردار
سیستان و بلوچستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
فارس	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
قزوین	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
قم	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کردستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
کرمان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کرمانشاه	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
کهگیلویه و بویراحمد	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
گلستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
گیلان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
لرستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
مازندران	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
مرکزی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
هرمزگان	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
همدان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
یزد	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار

ادامه جدول – طبقه‌بندی قدرت استان‌ها با سه روش، وزن‌دهی ساده،تاپسیس و تاکسونومی

سال / استان	۱۳۹۶			۱۳۹۷		
	SAW	TOP	TAX	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
آذربایجان غربی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
اردبیل	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
اصفهان	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
البرز	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
ایلام	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
بوشهر	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
تهران	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
چهارمحال و بختیاری	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
خراسان جنوبی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
خراسان رضوی	پربرخوردار	نیمه برخوردار	پربرخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
خراسان شمالی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خوزستان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
زنجان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
سمنان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
سیستان و بلوچستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
فارس	پر برخوردار	پر برخوردار	پر برخوردار	نیمه برخوردار	پربرخوردار	نیمه برخوردار
قزوین	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
قم	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کردستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
کرمان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کرمانشاه	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
کهگیلویه و بویراحمد	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
گلستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
گیلان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
لرستان	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم	محروم
مازندران	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
مرکزی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
هرمزگان	محروم	محروم	محروم	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
همدان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
یزد	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار

ادامه جدول – طبقه‌بندی قدرت استان‌ها با سه روش، وزن‌دهی ساده،تاپسیس و تاکسونومی

سال / استان	۱۳۹۸		
	SAW	TOP	TAX
آذربایجان شرقی	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
آذربایجان غربی	محروم	محروم	محروم
اردبیل	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
اصفهان	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
البرز	محروم	محروم	محروم
ایلام	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
بوشهر	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
تهران	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
چهارمحال و بختیاری	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خراسان جنوبی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
خراسان رضوی	پربرخوردار	پربرخوردار	پربرخوردار
خراسان شمالی	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
خوزستان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
زنجان	کم برخوردار	نیمه برخوردار	کم برخوردار
سمنان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
سیستان و بلوچستان	محروم	محروم	محروم
فارس	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
قزوین	محروم	محروم	محروم
قم	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کردستان	محروم	محروم	محروم
کرمان	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
کرمانشاه	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
کهگیلویه و بویراحمد	محروم	محروم	محروم
گلستان	محروم	محروم	محروم
گیلان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
لرستان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
مازندران	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار	نیمه برخوردار
مرکزی	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
هرمزگان	محروم	محروم	محروم
همدان	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار
یزد	کم برخوردار	کم برخوردار	کم برخوردار

استناد به این مقاله: شاه‌محمدی، ابوالفضل، فیض‌پور، محمدعلی، حاج‌امینی، مهد، عابدی اردکانی، محمد. (۱۴۰۱). اندازه‌گیری نابرابری‌های فضایی قدرت در ایران: ماتریس قدرت اقتصادی- سیاسی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۳)، ۲۵۷-۳۱۱.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

فهرست

عنوان صفحه

ارزیابی کارایی و پایداری روش‌های بتا و عامل تنزیل تصادفی در بازار سهام ایران ۷
حسین طلاکش نایینی، رضا طالبلو، تیمور محمدی و پریسا مهاجری

اقتصاد سیاسی نظام بودجه‌ریزی در ایران براساس رهیافت نظم اجتماعی (۱۳۰٤-۱۲۸۵).....٦١
حمیدرضا قاسمی، علی عرب مازار یزدی و رضا زمانی

ارزیابی اثر نظام ارزی بر انحراف نرخ ارز حقیقی: کاربرد رهیافت جورسازی امتیاز تمایل ۱۰۵
سید حسن ملک حسینی، سید کمیل طیبی، منیره رفعت و مهدی یزدانی

سرایت بحران‌های مالی جهانی بر تلاطم‌های ارزی در اقتصاد ایران رویکرد گارچ-کاپولا.....۱۳۷
فخری میرشجاعی، ناصر الهی و محسن صیقلی

مقایسه الگوهای پیش‌بینی تورم در ایران: شواهد جدید از الگوی ترکیبی ARDL-D-LSTM ۱۷۷
حامد عزیزی گنزق، احمد جعفری صمیمی، زهرا میلا علمی و امیرمنصور طهرانچیان

سوگیری در دستمزدها و ترجیحات زمانی (کاربردی از اقتصاد رفتاری) ۲۰۹
محدثه پورعلی مردان و حشمت اله عسگری

اندازه‌گیری نابرابری‌های فضایی قدرت در ایران: ماتریس قدرت اقتصادی- سیاسی.....۲۵۷
ابوالفضل شاه‌محمدی، محمدعلی فیض‌پور، مهدی حاج‌امینی و محمد عابدی اردکانی

زمینه های تمرکز فصلنامه:

الف- محورهای اصلی

- اقتصاد پولی و بانکی
- اقتصاد مالی
- اقتصاد شهری، منطقه‌ای و حمل و نقل
- اقتصاد توسعه و برنامه ریزی

ب- رویکرد ها

- رویکردهای چند رشته ای و بین رشته‌ای در تحلیل مسائل اقتصادی
- اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی
- اقتصاد سنجی
- داده- ستانده
- مدل های برنامه ریزی، تصمیم گیری، تئوری بازی و مدل های عامل محور
- نهاد گرایی

ضوابط کلی پذیرش مقاله در فصلنامه:

الف- محتوای مقاله

۱. همراستایی با زمینه‌های تمرکز فصلنامه
۲. دارا بودن جنبهٔ علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب- چهارچوب نگارش

۱. ارسال مقالهٔ تایپ شده (حداکثر ۳۰ صفحه در قالب فایل word) از طریق سامانه الکترونیکی به نشانی ijer. atu. ac. ir
۲. ارسال چکیده ***فارسی و انگلیسی*** **به همراه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL** (حدود ۱۵۰ کلمه)
۳. در صفحات ابتدایی مقاله، عنوان و چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی ارایه شود. چکیده انگلیسی ترجمهٔ کامل و صحیح چکیده فارسی باشد. تاریخ‌های مورد اشاره در چکیده انگلیسی باید به میلادی تبدیل شوند. کلمات کلیدی عیناً ترجمه کلمات کلیدی فارسی (به ترتیب ازA تا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
۴. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
۵. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.

۶. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به‌صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی

۸. رعایت استاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشیه از بالا، پایین، چپ و راست به ترتیب ۵/۳، ۵/۳، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0. 9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چهارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
تیترهای داخل متن	14Bold	B lotus
کلیدواژه	12Bold	B lotus
متن	13نازک	B Zar
سرصفحه	10 Bold	B compset
پانویس فارسی	10 نازک	B Zar
پانویس لاتین	10 نازک	Times NewRoman
عناوین جداول، نمودارها و شکل‌ها	11 نازک	B lotus
منابع فارسی	12 نازک	B Zar
منابع لاتین	11 نازک	Times NewRoman
چکیده‌های انگلیسی		
تیتر Abstract	11Bold	Times NewRoman
عنوان مقاله انگلیسی	14Bold	Times NewRoman
اسامی نویسندگان انگلیسی	12نازک	Times NewRoman
متن چکیده انگلیسی	11نازک	Times NewRoman

۹. برای دریافت نسخه کامل راهنمای نگارش به آدرس زیر مراجعه فرمایید:

http://ijer. atu. ac. ir/Journal /authors. note

مشاوران علمی این شماره فصلنامه

- **دکتر علاءالدین ازوجی**
- **دکتر حسین توکلیان**
- **دکتر احمد جعفری صمیمی**
- **دکتر آرین دانشمند**
- **دکتر رضا زمانی**
- **دکتر بهنوش سادات آقایان**
- **دکتر مـ حمـدنـبـی شهیکی‌تاش**
- **دکتر علی صفدری**
- **دکتر محمد قاسمی ششده**
- **دکتر طه‌حسین موحدی**
- **دکتر میرحسین موسوی**
- **دکتر علی نصیری اقدم**

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: دکتر تیمور محمدی

ویراستار ادبی: محبوبه گرایی

صفحه‌آرا: محبوبه گرایی

نشانی: تهران- خیابان شهید بهشتی- نبش احمد قصیر- پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وب‌سایت: ijer. atu. ac. ir پست الکترونیکی: ijer@atu. ac. ir

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران
دانشگاه علامه طباطبائی- پژوهشکده اقتصاد
سال بیست‌وهفتم- شماره ۹۳- زمستان ۱۴۰۱
صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی
مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی
سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی
دبیر تخصصی: دکتر رضا طالبلو
کارشناس: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان	حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
علی‌اصغر بانویی	قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران
محمد بخشوده	عبدالرسول قاسمی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز	دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
جاوید بهرامی	غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف
اسفندیار جهانگرد	تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی
یدا... دادگر	سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان
محسن رنانی	ابوالقاسم مهدوی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان	دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران
عباس شاکری	عباس ولدخانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی	استاد اقتصاد؛ دانشگاه سوین برن استرالیا

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است.
تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است.
درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحّت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www.srlst.com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www.sid.ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www.magiran.com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www.ensani.ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www.noormags.ir، سایت www.civilica.com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer.atu.ac.ir نمایه می‌شود.
ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است.
این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است.
لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی
ISSN 1726-0728

بسم الله الرحمن الرحیم

دانشگاه علامه طباطبائی

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی- پژوهشکده اقتصاد

دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌وهفتم - شماره نود و سوم

زمستان ۱۴۰۱

این نشریه براساس تأییدیهٔ شمارهٔ ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجهٔ علمی ـ پژوهشی شناخته شد.