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 28, Issue 95, Summer 2023

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

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

Volume 28, Issue 95, Summer 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

- Mahnoush Abdollah Milani
- Maysam Amiri
- Alireza Amiri
- Alaeddin Azoji
- Farhad Ghafari
- Abdolrasoul Ghasemi
- Zahra Karimi Moughari
- Mirhosein Mousavi
- Taha Hosein Movahedi
- Mahmood Olad
- Maysam Rafei
- Ali Taherifard
- Reza Taleblou
- Hosein Tavakolian

Scientific Editor: Teimour Mohammadi

Literary editor & Layout Designer: Mahboobeh Geraee

Contents:

Retained Earnings, and Book-to-market in the Cross Section of Expected Returns in Tehran Stock Exchange Market 7
GholamReza Keshavarz Haddad and Iman Sharifi

Determining the Upstream Premium Based on Exploration and Development Risk Model: A Monetary VaR Approach 41
Ali Faridzad, Shamsi Ghasemi and Mehdi Ahrari

Identifying the Factors Affecting the Risk Aversion of Individuals in Iran 81
Habib Morovat, Syrous Omidvar and Roya Eskandary

Impact of Urbanization and Its Spatial Spillovers on Labor Productivity in Iran's Provinces…..... 127
Fatemeh Moheiseni, Seyed Aziz Arman and Seyed Amin Mansouri

Guarantees Risk Management in a Financial Institution 157
Nazanin Ghasemdokht and Hamideh Razavi

Investigating the Impact of Macroeconomic Factors on the Iranian Stock Price Index by Using Averaging Methods 193
Saman Hatamrad, Bahram Adrangi , Hossien Asgharpur and Jafar Haghighat

The Interactive Effect of Globalization and Entrepreneurship on Women's International Migration..... 237
Abolfazl Shahabadi, Farideh Arefkhani and Maryam Aliyari

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 7-40
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.67420.1095

ATU PRESS

Original Research
Received: 11/04/2022
Accepted: 20/06/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Retained Earnings, and Book-to-market in the Cross Section of Expected Returns in Tehran Stock Exchange Market

GholamReza Keshavarz Haddad — Associate Professor, Department of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Iman Sharifi* — Master of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Abstract

The book-to-market ratio is known as an anomaly variable in the financial literature. This variable has a high explanatory power in predicting the returns of companies in different capital markets across world; But understanding why it has the power to explain is still a matter of debate. In this study, we seek a clear understanding of the explanatory power of the ratio of book-to-market ratio in explaining the annual return of cross-sectional data of stocks on the Tehran Stock Exchange. Book value can be divided into two parts: retained earnings and contributed capital, which have different economic meanings for readers of financial statements. Our hypothesis is that the predictive power of the book-to-market ratio arises from a component of book value that could be a good proxy for underlying earnings yield. Using the method of Fama and Macbeth (1973), we regress the annual return of cross-sectional data of companies listed on the Tehran Stock

* Corresponding Author: g.k.haddad@sharif.edu
How to Cite: Keshavarz Haddad, Gh. R., Sharifi, I. (2023). Retained Earnings, and Book-to-market in the Cross Section of Expected Returns in Tehran Stock Exchange Market *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 7- 40.

Exchange for the years 2001-2019 on the ratio of book-to-market ratio and its two components. Neither component of book-to-market ratio could eliminate the predictive power of this ratio; however, the ratio of retained Earnings-to-market ratio could show predictive power along with the book-to-market ratio. We contribute to the literature by providing additional evidence from Tehran's Stock Exchange.

1. Introduction

The book-to-market ratio is known as an anomaly variable in the financial literature. It has appeared as a key explanatory variable with high explanatory power in predicting the returns of firms in capital markets across the world, however, understanding the mechanism through which this financial factor functions and its origin of the explanatory power is still a matter of research debates. Empirical researches on the returns and “book to market value” can be divided into two strands. The first group aims to examine the existence of abnormal returns on the ratio of "book to market value" in the stock markets. This stream of works aim to answer the question of whether the "book to market value" is able to predict companies' returns in capital markets or the returns is caused by other sources including random noise. Rosenberg et al. (1985) show, for instance, that in the US capital market, the strategy of the "book to market value" can yield abnormal returns for investors. In terms of this strategy, at the beginning of each month, the shares with a high "book to market value" are bought and the shares that have a low "book to market value" ratio are sold. A relationship between the ratio and average stock returns for the period 1981-1981 in the capital markets of Switzerland, France, Germany and the United Kingdom has also been observed by Coppole, Rollie and Sharp (1992).

The second stream of studies on the "book to market value" seeks to understand the cause of its explanatory power. This issue is an active research area and is still subject of discussions and has been studied from various aspects. One of the most highly cited of them is Fama and French (1993), which attributes high returns in stocks with a higher magnitude of "book to market value", to higher systematic risk. In contrast, Daniel and Titman (1997) introduces the hypothesis of equity characteristics and by providing empirical evidence argues that the returns premia on high book-to-market stocks does not arises because of the co-movements of these stocks with pervasive factors. It is the characteristics of the share rather than the covariance structure of returns that appear to explain the cross-sectional variation in stock returns. So, these are not associated with greater risk tolerance. Ball, Gerakos, Linnaeus, and Nikolaev (2020) examines the "book to market value" through its components (retained earnings and contributed capital) in the US capital market. He argues that the ability of "book to market value" to predict the cross-sectional returns is not because of its intrinsic information contents, but it appears as an appropriate proxy for the actual profitability of the firms, because, the retained earnings component of the book value of equity includes the accumulation and, hence, the averaging of past earnings, instead the contributed capital-to-market has no predictive power.

2. Hypotheses

We contribute to the literature by providing additional evidence from Tehran's Stock Exchange. Our study aims to provide further evidence to clarify explanatory power of the ratio in predicting the variations of annual returns in cross-sectional data for stocks in the Tehran Stock Exchange. Our hypothesis is that the predictive power of the book-to-market ratio arises from a component of book value that could be an appropriate proxy for underlying earnings yield.

3. Data and Identification Methodology

We use the annual returns and financial statements of all shares traded from the beginning of 2001 to the end of 2020 in Tehran Stock Exchange. Annual returns are calculated from price data recorded and reported in the "*tseclient"* software and accounting data are downloaded from "*codal.ir"* website. In this research, financial companies listed in the TSE have not been included in our working sample due to their special nature. Because, by nature of their activities, they have high financial leverage, which is normal for companies active in the financial field. The characteristics might be interpreted as a financially critical situation, whereas, the it is not so for firm that are active in financial fields. The information extracted from the financial statements is matched with the annual return of 1 month after the end of the financial year. The reason for this identification strategy is to make sure that the published financial information affects the share price. For example, if the company's financial year is at the end of March, we will assume that this information was available to the public at the end of April.

4. Findings

Following the statistical method of Fama and Macbeth (1973), we regress the annual return for cross-sectional data of companies listed on the Tehran Stock Exchange over the years 2001-2019 on the ratio of book-to-market ratio and its two components as well. Neither component of book-to-market ratio could eliminate the predictive power of book-to-market; however, the ratio of retained Earnings-to-market ratio could show predictive power along with the book-to-market ratio. Table (1) reports the Fama and Macbeth (1973) regressions in which, outcome of interest is returns and determinants of the regression are the log of "Book to Market Value", log of " Retained Earnings to the Market Value " and log of "Contributed

Capital to Market value". We include a few controlling variables that are identified theoretically as determinants of returns.

Table(1): Contributed Capital and Retained Earnings in the Fama and Macbeth Regression

Variables	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)
Log(Market Value)	-0.103**	-0.126**	-0.0901**	-0.116**	-0.128**	-0.129**
	(-2.228)	(-2.257)	(-2.474)	(-2.492)	(-2.762)	(-2.680)
Log(Book-to-Maket)		0.508**		0.210**		0.498**
		(2.342)		(2.471)		(2.744)
Log(Retained Earnings to market Value)	9.914**			8.557**	10.53***	
	(2.890)			(2.426)	(2.992)	
Log(Contributed Capital)	0.255***	0.00406	0.371***			
	(3.343)	(0.0438)	(3.446)			
Binary if profit>0	0.415**			0.560***	0.619***	
	(2.256)			(3.058)	(3.382)	
Constant	-18.34**	2.959**	2.429**	-15.47**	-19.64***	2.973**
	(-2.806)	(2.534)	(2.825)	(-2.272)	(-2.907)	(2.731)
#OBS	3,794	3,794	3,794	3,794	3,794	3,794
R-Square	0.189	0.135	0.099	0.188	0.144	0.121
# Groups	21	21	21	21	21	**21**
***p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, t-stats in parenthesis						

Note: the firms fixed effect regression over 2001- 2021 across 181 firms are reported in the columns. Contributed capital includes all of the book value accounts except retained earnings.

Column (1) shows the regression of annual stock returns on the logarithm of "book to market value" in the presence of a control variable, logarithm of market value. The estimated coefficient for "logarithm of book to market value" equals to 0.498 with t-statistic t = 2.74, which is statistically significant at 5 percent critical region. The result is in the same direction with those in previous studies on the "book to market value". In column (2), "logarithm of retained earnings to market value" has been replaced for "logarithm book to market value". The coefficient of " logarithm of retained earnings to

market value" is equal to 10.53 and is statistically different from zero at the 1 percent significance level with the estimated t = 2.99. In column (3), two variables "logarithm of book to market value" and "logarithm of retained earnings to market value" are included in the model. The coefficients of "logarithm of retained earnings on market value" and the "logarithm of book to market value" are significant at the conventional significance level. It suggesting that, "logarithm of book to market value" and "logarithm of retained earnings market value" are not able to fully represent the information contained in their competitors, as determinants of the firms' annual returns.

The columns (4) and (5), report similar regressions by substituting "logarithm of contributed capital to market value" in place of "logarithm of retained earnings to market value". Once, we include this determinant alone, it significantly impacts (coefficient 0.371 with t = 3.446) annual returns, but if we add "logarithm of book to market value", to the specification "logarithm of contributed capital on market value" loses its significance and its t statistic drops to 0.0438. Meanwhile, the "logarithm of book to market value" remains significant at the 5 percent level. In the column (6), in addition to the "Book to market Ratio "we keep both "logarithm of retained earnings to market value" and "logarithm of contributed capital to market value" in the specification. The coefficient of "logarithm of retained earnings to market value" remains almost with no tangible change 9.914 with and significant, and the coefficient of "logarithm of contributed capital on market value" is appears significant as well.

The inability of "logarithm of retained earnings to market value" to absorb the effect of "logarithm of book to market value" can be due to the weakness of this financial account in representing the companies' profitability information. This might originates in the fact that the retained earnings account is not an appropriate representative of the company's profitability. More specifically, this account is the balance of profits that have not been distributed among investors, it is not representative of all the company's acquired profits, and in each period that: (1) the company distributes profits among investors or (2)

transfers an amount from this account to another account in equity, a part of the information in the accumulated profit will also be removed from this account. Consequently, this account cannot contain all the profitability information of the company. When the company distributes profits to shareholders, the company's profitability information is removed away from both the retained earnings balance and the book value. For this reason, we simply return the amounts transferred from the retained earnings account to other equity accounts to the retained earnings account and define the adjusted retained earnings account and the adjusted contributed capital as follows:

- Adjusted retained earnings = retained earnings + legal reserve + plan and development reserve + other reserves + total capital increase from retained earnings until the end of the reported year + total other transfers from retained earnings until the end of the reported year
- Adjusted Contributed Capital = Equity - Adjusted Retained Earnings

Adjusted retained earnings is the balance of all profits earned by the company during its life and not withdrawn from the company. The adjusted contributed capital is equal to the book value minus the adjusted retained earnings. To test our hypothesis, we separated "book to market value" into two parts (1) "adjusted retained earnings on market value" and (2) "adjusted contributed capital on market value". The significance level of the coefficient of "book to market value" decreases when it is included in the model beside to "adjusted retained earnings to market value", in contrast to the specification that includes the "retained earnings to market value", however, the coefficient of "book to market value" is still significant at the 5 percent significance level. The significance of the coefficient of "adjusted retained earnings to market value" also improves, in comparison to all similar regressions in which unadjusted "retained earnings to market value" are used as determinant. All in all, this evidence shows that a part of the information in "book value to market value" is caused by a variable

that is related to the company's profitability, but not all the information in "book to market value" is caused by the company's profitability.

Keywords: Book-to-market, Retained Earnings, Contributed Capital, Stock Return

JEL Classification: G11, G12, M41.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------
دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۷-۴۰
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.67420.1095

اثر سود انباشته، سرمایه مشارکت شده و نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار در داده‌های مقطعی بازده سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران

غلامرضا کشاورز حداد * دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

ایمان شریفی کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۳۰

elSSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

چکیده

نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به عنوان یک متغیر غیرعادی در ادبیات مالی شناخته می‌شود. این متغیر قدرت توضیح‌دهندگی بالایی در پیش‌بینی بازدهی شرکت‌ها در بازارهای سرمایه دارد. با این حال، درک چرایی قدرت توضیح‌دهندگی آن همچنان محل بحث است. در این پژوهش، ما به دنبال ارائه تبیینی از قدرت توضیح‌دهندگی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در توضیح بازدهی سالانه داده‌های مقطعی سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران هستیم. ارزش دفتری را می‌توان به دو بخش «سود انباشته» و «سرمایه مشارکت شده» با معنای اقتصادی متفاوت برای استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی، تفکیک کرد. پرسش اصلی این است که آیا نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» توانایی پیش‌بینی بازدهی شرکت‌ها در بازارهای سرمایه را دارد یا فقط یک پدیده تصادفی. فرضیه ما این است که قدرت پیش‌بینی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از مولفه‌ای از حقوق صاحبان سهام است که قدرت سودآوری شرکت را نمایندگی می‌کند. با استفاده از روش فاما و مکبث، بازدهی سالانه داده‌های مقطعی شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۰ روی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» و دو مولفه آن برازش شد. هیچ‌کدام از دو مولفه «ارزش دفتری بر ارزش بازار» نمی‌توانند قدرت پیش‌بینی این نسبت را ناپدید کنند؛ با این حال نسبت «سود انباشته بر ارزش بازار» می‌توانست در کنار نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» از خود قدرت پیش‌بینی نشان دهد. در این مقاله متغیر «سود انباشته بر ارزش دفتری» به عنوان عامل توضیح‌دهنده بازدهی آتی سهام در بازار سهام ایران معرفی می‌شود که می‌تواند اطلاعات بیشتری رو در اختیار فعالان بازار مالی قرار دهد.

واژگان کلیدی: ارزش دفتری بر ارزش بازار، سود انباشته، سرمایه مشارکت‌شده، بازده آتی سهام.

طبقه‌بندی JEL: G11, G12, M41.

* نویسنده مسئول: g.k.haddad@sharif.edu

۱. مقدمه

نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به عنوان یک متغیر غیرعادی در ادبیات مالی شناخته می‌شود. مطالعات زیادی پیرامون نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» انجام گرفته است و از این نسبت به عنوان متغیری مهم در توضیح بازدهی سهم‌ها استفاده شده است، اما همچنان چرایی قدرت آن در توضیح بازدهی سهم‌ها امکان تبیین در خور توجه نداشته است. به طور کلی، پژوهش‌های مربوط به این نسبت را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد؛ گروه اول سعی در بررسی وجود بازده غیرعادی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در بازارهای جهانی دارند. این گروه به این پرسش پاسخ می‌دهند که آیا نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» توانایی پیش‌بینی بازدهی شرکت‌ها را در بازارهای سرمایه دارد یا فقط یک پدیده تصادفی است. برای مثال، روزنبرگ و همکاران[1] (۱۹۸۵) نشان دادند در بازار سرمایه آمریکا استراتژی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» می‌تواند بازده غیرعادی نصیب سرمایه‌گذاران کند. در این استراتژی در ابتدای هر ماه سهم‌هایی که نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بالایی داشته‌اند، خریداری و سهم‌هایی که نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» پایینی داشته‌اند، فروخته می‌شوند. وجود رابطه‌ای میان نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار و بازدهی متوسط سهم‌ها برای دوره ۱۹۹۲-۱۹۸۱ در بازار سرمایه سایر کشورها نظیر سوئیس، فرانسه، آلمان و انگلستان در مطالعه کاپول و همکاران[2] (۱۹۹۲) نیز مشاهده شده است.

گروه دوم مطالعات نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به دنبال درک چرایی قدرت توضیح‌دهندگی این متغیر هستند و هرچند پژوهش‌های مختلفی در مورد چرایی قدرت توضیح‌دهندگی این نسبت انجام شده است، اما همچنان این موضوع محل بحث است و این نسبت از جنبه‌های مختلف بررسی شده است. بخشی از این مطالعات مانند مطالعات فاما و فرنچ[3] (۱۹۹۳) بالا بودن بازده در سهم‌هایی که نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بالایی داشته باشند را مربوط به ریسک سیستماتیک بالاتر می‌دانند. در مقابل دنیل و تیتمن[4] (۱۹۹۷) فرضیه ویژگی سهم را معرفی می‌کنند که طبق آن بازدهی سهم‌ها ناشی از شرایط

1. Rosenberg, B., et al.
2. Capaul, C., et al.
3. Fama, E. F., & French, K. R.
4. Daniel, K., & Titman, S.

نسبی شرکت‌ها است و معتقدند بازدهی بیشتر سهم‌هایی که نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بالایی داشته‌اند به تحمل ریسک بیشتر ارتباطی ندارد.

بال و همکاران[1] (۲۰۲۰) نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» را از طریق بخش‌های تشکیل دهنده آن در بازار سرمایه آمریکا بررسی کرده‌اند. وی بیان می‌کند، توانایی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در پیش‌بینی بازدهی‌های مقطعی به این علت نیست که این متغیر دربر دارنده اطلاعاتی از ارزش ذاتی شرکت است، بلکه به دلیل مناسب بودن آن به عنوان یک متغیر جانشین برای سودآوری واقعی شرکت است که این توانایی را ایجاد می‌کند.

پژوهش حاضر به دنبال ارائه تبیینی از قدرت توضیح‌دهندگی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در توضیح بازدهی سالانه داده‌های مقطعی سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران است و به همین دلیل پژوهش در گروه دوم مطالعات نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» مدنظر قرار می‌گیرد.

مطالعه بال و همکاران (۲۰۲۰) در ادبیات این حوزه مشابه پژوهش ما است. در این پژوهش ما از روش فاما و مکبث[2] (۱۹۷۳) استفاده می‌کنیم. داده‌های خود را که شامل صورت‌های مالی تمام سهم‌های معامله‌شده از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۹۷ بورس اوراق بهادار تهران است را از سایت کدال گردآوری می‌کنیم. فرضیه ما این است که قدرت پیش‌بینی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از مولفه‌ای از حقوق صاحبان سهام است که قدرت سودآوری شرکت را نمایندگی می‌کند.

ارزش دفتری را می‌توان به دو بخش (۱) سود (زیان) انباشته و (۲) سرمایه مشارکت شده (یا مجموع سایر حساب‌ها) تفکیک کرد. این دو بخش معنای اقتصادی- مالی متفاوتی برای استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی دارند. حساب سود انباشته، دوره طولانی مدتی را نمایندگی می‌کند که باعث می‌شود دستکاری‌های حسابداری و اثرات موقت بر عملکرد شرکت، تاثیر قابل ملاحظه‌ای در مانده این حساب نداشته باشند، اما حساب سود انباشته نمی‌تواند قدرت سودآوری شرکت را به طور کامل نمایندگی کند؛ زیرا در هر دوره که

1. Ball, R., et al.
2. Fama, E. F., & MacBeth, J. D.

مبلغی از این حساب به حساب دیگری در حقوق صاحبان سهام انتقال دهد، بخشی از اطلاعات درون سود انباشته نیز از آن خارج خواهد شد. ما در این پژوهش مقادیری که از حساب سود انباشته به سایر حساب‌های حقوق صاحبان سهام انتقال پیدا کرده‌اند را به حساب سود انباشته بازگشت می‌دهیم و حساب سود انباشته تعدیل شده و سرمایه مشارکت شده تعدیل شده را تعریف می‌کنیم و مطالعه خود را با این حساب‌های بازتعریف شده نیز انجام می‌دهیم. یافته‌های خود را در حالتی که ارقام صورت‌های مالی را با تورم تعدیل شده باشند نیز بررسی می‌کنیم.

ساختار مقاله حاضر در ادامه به این صورت است که در بخش دوم به مرور ادبیات و مبانی نظری این حوزه می‌پردازیم و سپس روش‌شناسی در بخش سوم و داده‌های استفاده شده در این پژوهش در بخش چهارم معرفی می‌شوند. سرانجام، نتایج و یافته‌های خود را در بخش پنجم به تفصیل مورد بحث قرار خواهیم داد. بخش ششم به ارائه خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص داده می‌شود.

۲. مرور ادبیات و مبانی نظری

مفهوم فرضیه بازار کارا از گذشته‌های دور تا کنون محل بحث بوده است. این فرضیه نقش بسیار کلیدی در بازارهای مالی ایفا کرده است. در فرضیه بازار کارا، بازار سرمایه‌ای که در آن قیمت‌ها به طور کامل، تمام اطلاعات «مربوط» را در خود منعکس کرده باشند، کارا گفته می‌شود (Malkiel, 1991). به نظر رابرتس[1] (۱۹۶۷)، این اطلاعات به سه دسته تقسیم‌بندی می‌شوند که عبارت است از:

- اطلاعات توالی تاریخی قیمت سهم‌ها
- اطلاعات مربوط به سهم شرکت‌ها که در دسترس عموم قرار دارد.
- اطلاعاتی که در دسترس هر یک از فعالان بازار قرار دارد.

رابرتس بازارهای سرمایه را بر اساس این سه دسته تفکیک کرده است. در این تقسیم‌بندی به بازاری که قیمت‌ها فقط اطلاعات گروه اول را منعکس کرده‌اند، کارای ضعیف گفته می‌شود. اگر بازاری فقط اطلاعات گروه دوم و سوم را منعکس کرده باشد،

1. Roberts, H.

کارای نیمه قوی و اگر بازاری تمام اطلاعات را منعکس کرده باشد، کارای قوی نامیده می‌شود. طبق این نظریه، زمانی که بازار گروهی از اطلاعات را در قیمت‌ها منعکس کرده باشد، دیگر نباید بتوان با استفاده از آن اطلاعات و بدون افزایش ریسک، بازدهی را افزایش داد. در صورتی که چنین پتانسیلی وجود داشته باشد به آن بازده غیر عادی[1] گفته می‌شود.

بر اساس دسته‌بندی رابرتس، نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» جزو اطلاعات سهم شرکت‌ها است که در دسترس عموم قرار دارد. مطالعات مربوط به نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به دو گروه تقسیم می‌شود؛ گروه اول، کارایی بازار را از نظر نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» مطالعه می‌کنند و گروه دوم به درک قدرت این نسبت در توضیح‌دهندگی بازدهی سهم‌ها می‌پردازند. مطالعات روزنبرگ (۱۹۸۵)، چان و همکاران[2] (۱۹۹۱)، کاپول و همکاران (۱۹۹۲) جزو گروه اول قرار می‌گیرند.

روزنبرگ (۱۹۸۵) با استفاده از پایگاه داده استاندارد اند پورز[3] و پایگاه داده IBES Analytics از ژانویه ۱۹۷۳ تا مارس ۱۹۸۰ نشان داد استراتژی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» می‌تواند بازده غیرعادی نصیب سرمایه‌گذاران کند. در این استراتژی، در ابتدای هر ماه سهم‌هایی که نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار بالایی داشته‌اند، خریداری و سهم‌هایی که نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار پایینی داشته‌اند، فروخته می‌شوند. روزنبرگ در این مطالعه بیان می‌کند، اگر بازده این استراتژی را نسبت به بازده بازار برازش کنیم، ضریب بازده بازار تفاوت معناداری از صفر نخواهد داشت. در این مطالعه، در سطح ۹۹/۹۵ درصد فرضیه برابری با صفر میانگین باقیمانده‌های بازده رد می‌شود. روزنبرگ در انتها نتیجه می‌گیرد که قیمت بازار سهم‌ها در این دوره ناکارا بوده‌اند.

شواهد مختلفی در بازارهای مالی سایر کشورها مبنی بر وجود این رابطه نیز ارائه شده است. برای مثال، چان و همکاران (۱۹۹۱) اثر چهار متغیر P/E، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار و نسبت جریان نقدی آزاد به بازار را روی بازدهی سهم‌های بازار سرمایه ژاپن مطالعه کرده است. این چهار متغیر رابطه قدرتمندی با بازدهی سهم‌ها داشته‌اند و از میان این چهار متغیر، نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار و نسبت جریان نقدی آزاد به

1. Abnormal
2. Chan, L. K., et al.
3. Standard & Poor's COMPUSTAT

بازار تاثیر بیشتری داشته‌اند. چان عنوان می‌کند با توجه به مشاهدات به نظر می‌رسد یک متغیر مهم حذف شده در مدل‌های ارزشگذاری دارایی‌ها وجود دارد؛ از این جهت از نتیجه‌گیری صریح در مورد وجود کارایی در بازار خودداری می‌کند. وی در انتهای مقاله خود عنوان می‌کند که «مطالعات آینده در زمینه مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌ها به نتیجه‌گیری بهتر در مطالعات این حوزه کمک شایانی خواهد کرد».

وجود رابطه‌ای میان نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» و بازدهی متوسط سهم‌ها برای دوره ۱۹۹۲-۱۹۸۱ در بازار سرمایه سایر کشورها نظیر سوئیس، فرانسه، آلمان و انگلستان در مطالعه کاپول و همکاران (۱۹۹۲) مشاهده شده است.

در گروه دوم مطالعات نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» اختلاف نظر در مورد چرایی قدرت این نسبت در توضیح بازدهی سهم‌ها بسیار است. هر گروه از محققین وجود بازده غیرعادی در نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» را به دلیل متفاوتی نسبت می‌دهند. گروهی این بازدهی را ناشی از افزایش ریسک قلمداد می‌کنند و گروهی این افزایش بازدهی را ناشی از وضعیت شرکت‌ها می‌دانند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بالا بودن بازده در سهم‌هایی که اولا، ارزش بازار آن‌ها پایین باشد و دوما نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بالایی داشته باشند را مربوط به ریسک سیستماتیک بالاتر می‌دانند. در واقع، ایشان دو ویژگی یاد شده را متغیرهای پروکسی برای شرکت‌هایی با اوضاع وخیم می‌دانند، چراکه این شرکت‌ها به احتمال بیشتری تحت تاثیر چرخه‌های کسب و کار قرار خواهند گرفت. در مقابل لاکونیشوک و همکاران[1] (۱۹۹۴) معتقدند بالا بودن بازدهی در سهم‌هایی که «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بالایی دارند، ناشی از سرمایه‌گذارانی است که به اشتباه سودآوری گذشته این سهم‌ها را به آینده تعمیم می‌دهند. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران، در مورد سهم‌های موفق در گذشته، بیش از حد خوش‌بین هستند.

ژانگ[2] (۲۰۰۵) استدلال می‌کند در شرایط مضیقه مالی شرکت، سهم‌های ارزشی معمولا در شرایط وخیم قرار می‌گیرند . وی با ارائه مدل خود نشان می‌دهد که

1. Lakonishok, J., et al.
2. Zhang, L.

برگشت‌پذیری پرهزینه[1] -یک محدودیت بر پایه فناوری و نه مالی- و قیمت ضد چرخه‌ای ریسک[2] باعث می‌شوند سهم‌های ارزشی به خصوص در شرایط رکود که قیمت ریسک بالاتر است از انعطاف‌پذیری کم‌تری در کاهش سرمایه نسبت به سهم‌های رشدی برخوردار باشند.

دنیل و تیتمن[3] (۱۹۹۷) فرضیه ویژگی سهم را معرفی می‌کنند که طبق آن بازدهی سهم‌ها ناشی از شرایط نسبی شرکت‌ها است. ایشان بیان می‌کنند سهم‌هایی که نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بالایی دارند از شرایط نسبی بهتری نیز برخوردارند و به همین دلیل بازدهی بالاتری را تجربه می‌کنند. پایین بودن این نسبت، پروکسی مناسبی برای شرکت‌هایی با شرایط وخیم‌تر است. این دو محقق بیان می‌کنند این موضوع به تحمل ریسک بیشتر ارتباطی ندارد. دنیل و تیتمن برای نشان دادن فرضیه خود از داده‌های بازار سرمایه NYSE برای سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۷۳ استفاده کردند که نتایج آن از فرضیه ویژگی سهم حمایت می‌کرد. این در حالی است که داویس و همکاران[4] (۲۰۰۰) با طولانی کردن شواهد بازه این پژوهش به سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۲۹ نشان دادند که شواهد آن‌ها بر خلاف دوره کوتاه مدت‌تر دنیل و تیتمن (۱۹۹۷) از تئوری‌های ریسک حمایت می‌کند.

دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) اطلاعات سبب ساز تغییرات قیمت سهم را به دو گروه تفکیک می‌کنند؛ گروه اول اطلاعات مشهود هستند که شامل عملکرد شرکت در گذشته و حال که در صورت‌های مالی شرکت گزارش می‌شوند و گروه دوم اطلاعات نامشهود هستند که تمامی اطلاعات به غیر از اطلاعات گروه اول را دربر می‌گیرند. به همین سبب طبق این تعریف، اطلاعات گروه دوم، عمود بر اطلاعات گروه اول خواهند بود. ایشان با استفاده از پایگاه داده استاندارد اند پورز و CRSP[5] از جولای ۱۹۶۸ تا دسامبر ۲۰۰۳ نشان می‌دهند که بازده آتی سهم نسبت به اطلاعات مشهود که عملکرد گذشته شرکت بر مبنای داده‌های حسابداری را تشکیل می‌دهند، نامربوط است. با این‌حال، نسبت به اطلاعات نامشهود رابطه‌ای قوی و معکوس دارد. دنیل و تیتمن نشان می‌دهند که نسبت «ارزش دفتری بر

1. Costly Reversibility
2. Countercyclical Price of Risk
3. Daniel, K., & Titman, S.
4. Davis, J. L., et al.
5. The Center for Research in Security Prices

ارزش بازار» بازدهی سهم را از این جهت پیش‌بینی می‌کند که یک پروکسی مناسب برای بازدهی اطلاعات نامشهود است.

پارک[1] (۲۰۱۹a) با استفاده از پایگاه داده استاندارد اند پورز و CRSP از سال ۱۹۶۳ تا ۲۰۱۳ تاثیر سرقفلی[2] و تغییرات استانداردهای حسابداری را بر قدرت توضیح‌دهندگی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» مطالعه می‌کند. وی بیان می‌کند پس از استاندارد ۱۴۲ بیانیه استانداردهای حسابداری مالی در سال ۲۰۰۱ در مورد سرقفلی و سایر دارایی‌های نامشهود که استهلاک سرقفلی را منسوخ و تخمین ارزش آن را به خود شرکت‌ها واگذار کرد، اثر نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بر بازدهی سهم‌ها کاهش پیدا کرده است. وی استدلال می‌کند که این کاهش اثر در شرکت‌هایی که دارای سرقفلی، زیان کاهش ارزش بازار دارایی‌ها و ریسک هستند، مشهودتر است.

پارک (۲۰۱۹b) نشان می‌دهد که کاهش اثر «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به رشد دارایی‌های نامشهود شناسایی‌نشده در ترازنامه شرکت‌ها ارتباط دارد. وی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار تعدیل شده با دارایی‌های نامشهود» معرفی می‌کند. این نسبت، مخارج مربوط به توسعه دارایی‌های نامشهود کسر از حساب سرقفلی شرکت را در نظر می‌گیرد. او همچنین با استفاده از بازده سهم‌های آمریکا در بازه ۲۰۱۷-۱۹۷۶ نشان می‌دهد که نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار تعدیل شده با دارایی‌های نامشهود» به طور قابل ملاحظه‌ای بهتر از نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» عمل می‌کند.

فاما و فرنچ (۲۰۰۸) این فرضیه را پیش می‌کشند که تفکیک نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به تغییرات گذشته ارزش دفتری و قیمت، شامل اطلاعات مستقلی از جریان وجوه نقد انتظاری خواهد بود که می‌توان در جهت بهبود تخمین‌ها از بازدهی انتظاری سهم‌ها استفاده کرد. ایشان با استفاده از سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار نیویورک[3] در سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۲۷ نشان دادند که شواهد از فرضیه آن‌ها حمایت می‌کند.

دولو و رضائی (۱۳۹۷) توان توضیحی بازده سهم‌ها را با تفکیک نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» به اجزای تشکیل دهنده خود شامل تغییر ارزش دفتری و تغییر ارزش بازار

1. Park, H.
2. Goodwill
3. The New York Stock Exchange

در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ مطالعه می‌کند. ایشان با به کارگیری رگرسیون فاما و مک بث (۱۹۷۳) و رویکرد تحلیل پرتفوی نشان می‌دهد که تجزیه مذکور موجب بهبود توان توضیح‌دهندگی تغییرات بازده سهام می‌شود.

عرب مازار و عرب احمدی (۱۳۹۰) با استفاده از روابط ترازنامه‌ای نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» را به دو بخش عملیاتی و مالی تفکیک کردند. ایشان با تشکیل پرتفلیو بر اساس این دو جزء نشان دادند که جزء مالی رابطه معناداری با بازده آتی سهام دارد، اما نتایج با وارد شدن عامل ریسک ورشکستگی در مدل معکوس می‌شد و جزء عملیاتی رابطه معناداری با بازده آتی سهام پیدا می‌کرد.

بال و همکاران (۲۰۲۰) نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» را از جنبه دیگری مورد بررسی قرار می‌دهد. او بیان می‌کند نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» توانایی پیش‌بینی بازدهی شرکت‌ها را نه به این علت که حاوی اطلاعاتی از ارزش ذاتی شرکت هستند، بلکه به این دلیل که متغیر پروکسی مناسبی برای سودآوری واقعی شرکت هستند دارا است. در واقع، ایشان ارتباط میان نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» با بخش حقوق صاحبان سهام صورت‌های مالی را بررسی کرده است. ارزش دفتری یک شرکت به طور کلی از دو بخش تشکیل شده است که از نظر اقتصادی دو مفهوم متفاوت از یکدیگر را گزارش می‌کنند: سرمایه مشارکت شده[1] و سود انباشته. وی بیان می‌کند موفقیت استراتژی‌هایی که از نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» بهره می‌گیرند ناشی از بخش سود انباشته در حساب ارزش دفتری شرکت است. حساب سود انباشته حاوی سودهای تجمیع شده شرکت است و به تعبیری می‌توان گفت این حساب متوسط سودهای تحصیل‌شده در گذشته شرکت است. وی نشان می‌دهد نسبت «سود انباشته بر ارزش بازار» داده‌های مقطعی متوسط بازدهی سهم شرکت‌ها در بازار سرمایه آمریکا را پیش‌بینی می‌کند و زمانی که این نسبت در کنار نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در رگرسیون قرار بگیرد، ضریب نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» از نظر آماری تفاوت معناداری از صفر نخواهد داشت.

1. Contributed Capital

۳. روش‌شناسی پژوهش

فرضیه ما این است که قدرت پیش‌بینی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از مولفه‌ای از حقوق صاحبان سهام است که قدرت سودآوری شرکت را نمایندگی می‌کند. ارزش دفتری را به دو بخش (۱) سود (زیان) انباشته و (۲) سرمایه مشارکت شده (یا مجموع سایر حساب‌ها) تفکیک می‌کنیم. این دو بخش معنای اقتصادی-مالی متفاوتی برای استفاده‌کنندگان و تحلیلگران صورت‌های مالی دارند. حساب سود انباشته، دوره طولانی مدتی را نمایندگی می‌کند که باعث می‌شود دستکاری‌های حسابداری و اثرات موقت بر عملکرد شرکت، تاثیر قابل ملاحظه‌ای در مانده این حساب نداشته باشند، اما حساب سود انباشته تحت تاثیر افزایش سرمایه از محل سود انباشته و تامین اندوخته‌ها نیز است. ما در این پژوهش از سه متغیر برای بررسی اطلاعات درون سود انباشته استفاده می‌کنیم. این سه متغیر عبارت‌اند از:

۱. مانده حساب سود انباشته
۲. مانده حساب سود انباشته به علاوه تمامی انتقال‌ها از حساب سود انباشته به سایر حساب‌ها
۳. مانده حساب سود انباشته به علاوه تمامی انتقال‌ها از حساب سود انباشته به سایر حساب‌های تعدیل شده با تورم.

سرمایه مشارکت شده، میزان سرمایه‌ای است که سهامداران در شرکت مشارکت کرده‌اند. سرمایه مشارکت شده می‌تواند از پرداخت‌های مستقیم سهامداران یا از محل سایر حساب‌های صورت‌های مالی باشد. حساب سرمایه، صرف یا کسر سهام و اندوخته‌ها جزو سرمایه مشارکت شده هستند. ما از سه متغیر برای بررسی سرمایه مشارکت شده استفاده می‌کنیم. این سه متغیر عبارت‌اند از:

۱. مانده حقوق صاحبان سهام کسر از حساب سود انباشته
۲. مانده حساب سرمایه به‌علاوه صرف یا کسر سهام
۳. مانده حساب سرمایه به‌علاوه صرف یا کسر سهام تعدیل شده با تورم.

برای تعدیل ارقام صورت مالی با تورم، ابتدا فرض را بر این قرار می‌دهیم که ارقام اولین صورت مالی گزارش شده در سایت کدال مطابق با ارزش بازاری دارایی‌های شرکت

است. سپس ارقام سال مالی بعد را متناسب با شاخص قیمت‌ها که از سایت آمار ایران گردآوری شده است سال به سال تعدیل می‌کنیم. در سالی که خود شرکت تجدید ارزیابی انجام داده باشد از ارقام گزارش شده در صورت مالی استفاده می‌شود.

با استفاده از متغیرهای معرفی شده برای سود انباشته و سرمایه مشارکت شده و نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازار» و ارزش بازار سهم به عنوان فاکتورهای ریسک در رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳)، رابطه این دو جزء ارزش دفتری با نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازار» تحلیل می‌شود.

٤. داده‌ها

در این پژوهش ما از بازده سالانه و صورت‌های مالی تمام سهم‌های معامله شده از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۴۰۰ بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌کنیم. بازده سالانه از داده‌های قیمتی نرم‌افزار tseclient محاسبه شده‌اند و داده‌های حسابداری از سایت codal.ir گردآوری شده‌اند. در این پژوهش شرکت‌های فعال در حوزه مالی به علت ماهیت خاص آن‌ها بررسی نشده‌اند؛ زیرا اهرم مالی بالا که برای شرکت‌های فعال در حوزه مالی عادی است برای سایر شرکت‌ها معنای دیگری دارد و معمولا نشان‌دهنده وضعیت وخیم شرکت است. اطلاعات استخراج شده از صورت‌های مالی با بازده سالانه یک ماه پس از اتمام سال مالی تطابق داده شده است. علت این موضوع اطمینان از تاثیر گذاشتن اطلاعات مالی منتشر شده بر قیمت سهم‌ها است. برای مثال، اگر سال مالی شرکت انتهای اسفند ماه باشد، فرض خواهیم کرد که این اطلاعات در انتهای فروردین ماه در دسترس عموم قرار داشته است. جدول (۱) آمار توصیفی داده‌های جمع‌آوری شده از صورت‌های مالی و جدول (۲) همبستگی پیرسون و اسپیرمن چهار متغیر اصلی این پژوهش را ارائه می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی اجزاء حقوق صاحبان سهام

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)	(۱۰)
	تعداد	درصد	میانگین	انحراف	مینیمم	ماکسیمم	چولگی	کشیدگی	چارک اول	چارک سوم
بخش اول										
ارزش دفتری بر ارزش بازار	۳۰۹۳	۰/۰۰	۰/۶۸۸	۰/۱۹۷	۰/۰۰۰۵۵۲	۵/۶۱۱	۲/۶۴۰	۱۶/۱۰	۰/۳۷۳	۰/۸۷۰
سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار	۳۰۹۳	۰/۰۰	۰/۳۳۹	۰/۳۷۲	۱/۰۲۵e-۰۶	۶/۲۷۲	۳/۷۸۹	۳۵/۲۶	۰/۱۰۵	۰/۴۳۹
سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار	۳۰۹۳	۰/۰۰	۰/۴۳۴	۰/۴۱۹	۰/۰۱۵۵	۴/۸۲۵	۲/۹۲۰	۱۸/۲۲	۰/۱۵۶	۰/۵۷۲
سود انباشته بر ارزش بازار	۳۰۹۳	۹/۷۶	۰/۶۵۴	۰/۳۲۰	۲/-۷۴۲	۴/۰۲۳	۰/۶۳۹	۲۰/۱۳	۰/۱۱۳	۰/۳۸۴
سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار	۳۰۹۳	۷/۷۹	۰/۳۴۹	۰/۳۷۶	۴/-۱۸۹	۴/۱۱۰	۰/۶۵۷	۲۱/۱۴	۰/۱۷۱	۰/۴۹۵
بخش دوم										
سرمایه مشارکت شده بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۴۵۶	۰/۳۲۲	۳/۱۵e-۰۶	۲/۳۵۸	۱/۵۷۴	۶/۵۶۴	۰/۲۳۲	۰/۵۹۴
سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۵۹۰	۰/۳۱۹	۰/-۴۶۸	۱/۹۶۴	۱/۲۸۸	۵/۴۶۷	۰/۳۶۸	۰/۷۱۵
سود انباشته بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۸/۰۱	۰/۴۱۰	۰/۳۱۹	۰/-۹۶۴	۰/۹۵۳	۱/-۲۸۸	۵/۴۶۷	۰/۲۵۵	۰/۶۳۲
سود انباشته تعدیل شده بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۶/۰۰	۰/۵۴۴	۰/۳۲۲	۱/-۳۵۸	۱/۰۰۰	۱/-۵۷۴	۶/۵۶۴	۰/۴۰۶	۰/۷۶۸
بخش سوم										
سرمایه بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۴۸۷	۰/۳۰۲	۰/-۴۲۳	۱/۹۴۸	۱/۶۴۵	۶/۷۶۲	۰/۲۸۲	۰/۶۰۱
صرف سهام بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۰۰۱۲۲	۰/۰۲۹۴	۰	۱/۴۱۷	۵۰/۰۸	۱/۸۲۲	۰	۰
وجوه دریافتی بابت افزایش سرمایه بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۰۲۰۸	۰/۰۸۲	۰	۱/۲۴۴	۵/۷۹۱	۴۸/۸۰	۰	۰
مازاد تجدید ارزیابی بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۰۰۴۹۸	۰/۰۶۱۹	۰	۱/۳۱۹	۱۴/۳۱	۲۲۸/۳	۰	۰
سایر اندوخته‌ها بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۰۰۴۲۸	۰/۰۲۱۷	۰	۰/۳۹۰	۹/۵۸۷	۱۱۴/۳	۰	۰
اندوخته طرح و توسعه بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۰۳۴۵	۰/۰۹۵۷	۰	۰/۹۵۳	۳/۸۸۵	۲۱/۰۸	۰	۰/۰۰۱۲۷
اندوخته قانونی بر ارزش دفتری	۳۰۳۱	۰/۰۰	۰/۰۳۸۱	۰/۰۱۹۶	۰/۰۰۰۵۶۹	۰/۱۶۵	۱/۴۷۸	۷/۵۸۵	۰/۰۲۴۷	۰/۰۴۷۰

– این جدول آمارهای توصیفی اطلاعات جمع‌آوری‌شده از صورت‌های مالی را ارائه می‌دهد. بخش اول آمار توصیفی ارزش دفتری و زیرمجموعه‌های آن را که بر ارزش بازار تقسیم شده‌اند، نشان می‌دهد. بخش دوم اقلام تشکیل‌دهنده ارزش دفتری را گروه‌بندی کرده و آمار توصیفی هر گروه را نسبت به ارزش دفتری ارائه می‌دهد. منظور از سرمایه مشارکت شده، ارزش دفتری کسر از سود انباشته است. سود انباشته تعدیل شده برابر تمام سودهایی از عمر شرکت است که از آن خارج نشده‌اند. سرمایه مشارکت شده تعدیل شده برابر ارزش دفتری کسر از سود انباشته تعدیل شده است. در بخش سوم آمار توصیفی، مولفه‌های حقوق صاحبان سهام نیز به غیر از حساب سود انباشته نسبت به ارزش دفتری ارائه شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. همبستگی اجزای کلی حقوق صاحبان سهام نسبت به یکدیگر

	متغیرها	۱ ارزش دفتری بر ارزش بازار	۲ سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار	۳ سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار	٤ سود انباشته بر ارزش بازار	٥ سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار
همبستگی Pearson	۱	۱	۰/٦٥٨	۰/۷۳۲	۰/۷۱۱	۰/۸۰۱
	۲		۱	۰/۹۲٤	۰/۰۱۲	۰/۰۷٥
	۳			۱	۰/۰٤۱	۰/۲۳٤
	٤				۱	۰/۹۳۲
	٥					۱
همبستگی Spearman	۱	۱	۰/۷۲۲	۰/۸۰٥	۰/٥۷۳	۰/۷۰۷
	۲		۱	۰/۹۲۳	۰/۰۱٦	۰/۱۱
	۳			۱	۰/۰٥٤	۰/۲٦۹
	٤				۱	۰/۸۸۹
	٥					۱
ضریب همبستگی Spearman= ۰/۸۸۹						

– این جدول همبستگی‌های پیرسون و اسپیرمن پنج متغیر (۱) ارزش دفتری بر ارزش بازار، (۲) سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار، (۳) سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار، (٤) سود انباشته بر ارزش بازار و (٥) سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار را نشان می‌دهد. منظور از سرمایه مشارکت‌شده، ارزش دفتری کسر از سود انباشته است. سود انباشته تعدیل شده برابر تمام سودهایی از عمر شرکت است که از آن خارج نشده‌اند. سرمایه مشارکت شده تعدیل شده برابر ارزش دفتری کسر از سود انباشته تعدیل شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. یافته‌ها

جدول (۳) نتایج رگرسیون‌های فاما و مک‌بیث (۱۹۷۳) بازدهی سهم‌ها روی سه متغیر «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار»، «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» و «لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» را ارائه می‌دهد.

جدول ۳. سود انباشته و سرمایه مشارکت شده در رگرسیون فاما و مک‌بث

متغیرهای مستقل	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
لگاریتم ارزش بازار	-۰/۱۲۹**	-۰/۱۲۸**	-۰/۱۱٦**	-۰/۰۹۰۱**	-۰/۱۲٦**	-۰/۱۰۳**
	(-۲/٦۸۰)	(-۲/۷٦۲)	(-۲/٤۹۲)	(-۲/٤۷٤)	(-۲/۲٥۷)	(-۲/۲۲۸)
لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار	۰/٤۹۸**		۰/۲۱۰**		۰/٥۰۸**	
	(۲/۷٤٤)		(۲/٤۷۱)		(۲/۳٤۲)	
لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار		۱۰/٥۳***	۸/٥٥۷**			۹/۹۱٤**
		(۲/۹۹۲)	(۲/٤۲٦)			(۲/۸۹۰)
لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار				۰/۳۷۱***	۰/۰۰٤۰٦	۰/۲٥٥***
				(۳/٤٤٦)	(۰/۰٤۳۸)	(۳/۳٤۳)
متغیر مجازی سود انباشته < ۰		۰/٦۱۹***	۰/٥٦۰***			۰/٤۱٥**
		(۳/۳۸۲)	(۳/۰٥۸)			(۲/۲٥٦)
عرض از مبدا	۲/۹۷۳**	-۱۹/٦٤***	-۱٥/٤۷**	۲/٤۲۹**	۲/۹٥۹**	-۱۸/۳٤**
	(۲/۷۳۱)	(-۲/۹۰۷)	(-۲/۲۷۲)	(۲/۸۲٥)	(۲/٥۳٤)	(-۲/۸۰٦)
تعداد مشاهدات	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤
ضریب تعیین	۰/۱۲۱	۰/۱٤٤	۰/۱۸۸	۰/۰۹۹	۰/۱۳٥	۰/۱۸۹
تعداد گروه‌ها	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱

– این جدول ضرایب و آماره t فاما و مک‌بیث (۱۹۷۳) در رگرسیون‌های داده‌های مقطعی را که بازدهی سالانه سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱٤۰۰ را توضیح می‌دهد، ارائه می‌کند. منظور از سرمایه مشارکت شده، مجموع تمام حساب‌های ارزش دفتری بجز سود انباشته است.

– درون پرانتز آماره t ارائه شده است

- *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ستون ۱ جدول (۳)، رگرسیون بازده سالانه سهم‌ها را بر «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» در کنار متغیر کنترل «لگاریتم ارزش بازار» نشان می‌دهد. ضریب «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» برابر ۰/۴۹۸ همراه با آماره t = ۲/۷۴۴ است که از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار و با نتایج مطالعات پیشین در مورد نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» مطابقت دارد. در ستون ۲، «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» جایگزین «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» شده است. ضریب «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» برابر ۱۰/۵۳ و با آماره t = ۲/۹۹۲ در سطح یک درصد معنادار است. در ستون ۳، دو متغیر «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» و «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» در کنار هم قرار داده شده‌اند. ضریب «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» با مقدار آماره t =۲/۴۲۶

در سطح ۵ درصد و متغیر «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» با مقدار آماره t ۲/۴۷۱ = در سطح ۵ درصد معنادار است. به عبارت دیگر، «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» و «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» نتوانسته‌اند اطلاعات درون یکدیگر را به طور کامل نمایندگی کنند.

در ستون چهارم و پنجم، رگرسیون‌های مشابه با جایگزین کردن «لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» به جای «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» انجام شده است. زمانی که این متغیر به تنهایی به عنوان توضیح‌دهنده قرار داده می‌شود از نظر آماری در سطح یک درصد معنادار است (ضریب ۰/۳۷۱ با آماره t =۳/۴۴۶). اگر این متغیر در کنار «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» قرار داده شود، «لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» معناداری خود را از دست می‌دهد و آماره t آن به ۰/۰۴۳۸ تنزل پیدا می‌کند. این در حالی است که «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» با مقدار آماره t = ۲/۳۴۲ در سطح ۵ درصد معنادار است. در ستون ششم دو متغیر «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» و «لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» در کنار هم قرار گرفته‌اند. ضریب «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» برابر ۹/۹۱۴ با مقدار آماره t = ۲/۸۹۰ در سطح ۵ درصد و ضریب «لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» برابر ۰/۲۵۵ با مقدار آماره t = ۳/۳۴۳ در سطح یک درصد معنادار بوده است.

عدم توانایی «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» در جذب اثر «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» می‌تواند به علت ضعف این حساب در ارائه اطلاعات سودآوری شرکت باشد. این اتفاق را می‌توان ناشی از این دانست که حساب سود انباشته نماینده مناسبی از قدرت سودآوری شرکت نیست. به عبارت دیگر، هر چند این حساب مانده سودهایی است که میان سرمایه‌گذاران تقسیم نشده، اما نماینده تمام سودهای تحصیل شده شرکت نیست و در هر دوره که شرکت سود میان سرمایه‌گذاران تقسیم کند یا مبلغی از این حساب به حساب دیگری در حقوق صاحبان سهام انتقال دهد، بخشی از اطلاعات درون سود انباشته نیز از این حساب خارج خواهد شد. به همین دلیل، این حساب نمی‌تواند درون خود تمام اطلاعات سودآوری شرکت را داشته باشد. زمانی که شرکت سود میان سهامداران تقسیم می‌کند، اطلاعات سودآوری شرکت هم از مانده سود انباشته و هم از ارزش دفتری خارج

می‌شود. به همین دلیل ما فقط مقادیری که از حساب سود انباشته به سایر حساب‌های حقوق صاحبان سهام انتقال پیدا کرده‌اند را به حساب سود انباشته بازگشت می‌دهیم و حساب سود انباشته تعدیل شده و سرمایه مشارکت شده تعدیل شده را به شکل زیر تعریف می‌کنیم:

- سود انباشته تعدیل شده = سود انباشته + اندوخته قانونی + اندوخته طرح و توسعه + سایر اندوخته‌ها + مجموع افزایش سرمایه از محل سود انباشته تا انتهای سال گزارش شده + مجموع سایر انتقال‌ها از سود انباشته تا انتهای سال گزارش شده

- سرمایه مشارکت شده تعدیل شده = حقوق صاحبان سهام – سود انباشته تعدیل شده

در جدول (۴)، نتایج رگرسیون‌های اصلاح شده، ارائه شده است. ستون اول، نتایج رگرسیون بازده سالانه سهم‌ها بر «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» را در کنار متغیر کنترل «لگاریتم ارزش بازار» نشان می‌دهد. ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» برابر ۱۰/۶۲ است و با مقدار آماره t = ۳/۳۰۹ در سطح یک درصد معنادار است. در ستون دوم، «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» در کنار «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» قرار داده شده است. معناداری «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» با مقدار آماره t = ۱/۷۵۸ در سطح ۱۰ درصد معنادار است که نسبت به زمانی که در کنار «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» قرار می‌گرفت، کاهش پیدا کرده است. ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» نیز با مقدار آماره t =۲/۷۸۶ در سطح یک درصد معنادار است که نسبت به مقدار آماره t «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» در ستون ۳ جدول (۳) بهبود پیدا کرده است.

جدول ٤. سود انباشته تعدیل شده و سرمایه مشارکت شده تعدیل شده در رگرسیون فاما و مک‌بث

متغیرهای مستقل	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
لگاریتم ارزش بازار	-۰/۱۱۸**	-۰/۱۱۰**	-۰/۰۹۰۳**	-۰/۱۲٤**	-۰/۰۹۵۹*	-۰/۱۱۸**
	(-۲/۵۷٤)	(-۲/۳۳۷)	(-۲/۵٦٦)	(-۲/۲۷۳)	(-۲/۰۷٦)	(-۲/۵۷٤)
لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار		۰/۱٦۲*		۰/۵۰۲**		
		(۱/۷۵۸)		(۲/٤۷۹)		
لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار	۱۰/٦۲***	۸/۹۷٦**			۱۰/۲٤***	۱۰/٦۲***
	(۳/۳۰۹)	(۲/۷۸٦)			(۳/۳۳۳)	(۳/۳۰۹)
لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار			۰/۳۳۷***	۰/۰۱۵۷	۰/۲۰٦**	
			(۳/۲۸۱)	(۰/۲۰۸)	(۲/٦۵۲)	
متغیر مجازی سود انباشته < ۰	۱/۰۲۸***	۰/۹٦۸***			۰/۸۳۵**	۱/۰۲۸***
	(۳/۳۲۹)	(۳/٤۲۲)			(۲/۹۱۰)	(۳/۳۲۹)
عرض از مبدا	-۱۹/۷۹***	-۱٦/۳۲**	۲/٤۲۵***	۲/۹۳۳**	-۱۸/۹۸***	-۱۹/۷۹***
	(-۳/۳۱۳)	(-۲/٦۹٦)	(۲/۸۸۰)	(۲/۵۳۸)	(-۳/۳۵۷)	(-۳/۳۱۳)
تعداد مشاهدات	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤	۳,۷۹٤
ضریب تعیین	۰/۱۵۷	۰/۱۹۵	۰/۰۹۷	۰/۱۳٦	۰/۱۹٦	۰/۱۵۷
تعداد گروه‌ها	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱

– این جدول ضرایب و آماره t فاما و مک‌بیث (۱۹۷۳) در رگرسیون‌های داده‌های مقطعی که بازدهی سالانه سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱٤۰۰ را توضیح می‌دهد، ارائه می‌کند. منظور از سود انباشته تعدیل شده، مجموع سود انباشته، اندوخته قانونی، اندوخته طرح و توسعه، سایر اندوخته‌ها، مجموع افزایش سرمایه از محل سود انباشته تا انتهای سال گزارش شده و مجموع سایر انتقال‌ها از سود انباشته تا انتهای سال گزارش شده است. سرمایه مشارکت شده تعدیل شده برابر ارزش دفتری کسر از سود انباشته تعدیل شده تعریف شده است.

– درون پرانتز آماره t ارائه شده است

– *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۵) در ستون ۳ و ۴، «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» جایگزین «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» در ستون ۱ و ۲ شده است. ضریب «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» در هر دو ستون اختلاف معناداری از صفر ندارد. مقدار آماره t ضریب «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» در زمانی که به تنهایی در کنار متغیر کنترل «لگاریتم ارزش بازار» قرار گرفته، برابر ۰/۳۳۷ با مقدار آماره t = ۳/۲۸۱ در سطح یک درصد معنادار است، اما در حالتی که همراه با «لگاریتم

ارزش دفتری بر ارزش بازار» در کنار متغیر کنترل قرار گرفته، برابر ۰/۰۱۵۷ است که اختلاف معناداری از صفر ندارد. در حالی که «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» با مقدار آماره t = ۲/۴۷۹ در سطح پنج درصد معنادار است. در ستون ۵، دو متغیر «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» و «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» را در کنار هم قرار داده‌ایم. ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» با مقدار آماره t =۳/۳۳۳ در سطح یک درصد معنادار است، اما ضریب «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» با مقدار آماره t = ۲/۶۵۲ در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۵. سود انباشته و سرمایه مشارکت شده، تعدیل شده با تورم در رگرسیون فاما و مک‌بث

متغیرهای مستقل	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
لگاریتم ارزش بازار	-۰/۱۱۷***	-۰/۱۱٤***	-۰/۱۰٥**	-۰/۰۸۲٤**	-۰/۱۰۹**	-۰/۰۸۸۷**
	(-۳/۰۲۲)	(-۳/۱۳٥)	(-۲/۷٤۸)	(-۲/٦٦٥)	(-۲/۷۸۸)	(-۲/٥۲۹)
لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار	۰/٤٦۰***		۰/۱۹۸**		۰/٤٤۱***	
	(۳/۱۱۷)		(۲/۲۹۷)		(۲/۹۷۹)	
لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار		۹/۹۹۱**	۸/۰۲٤*			۹/٤۷٥**
		(۲/٦۷۹)	(۲/۱۰۲)			(۲/٦۲۸)
لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار				۰/۳۲۲***	۰/۰۳٦۳	۰/۲۲٦***
				(۳/٤۲٤)	(۰/۷۹۳)	(۳/۸٥٤)
متغیر مجازی سود انباشته < ۰		۰/٦۱۲***	۰/٥٤۰**			۰/٤۱٦**
		(۳/۰٦۱)	(۲/۷۹۷)			(۲/۱٥٥)
عرض از مبدا	۲/۸٤۳***	-۱۸/۱۷**	-۱٤/۰۸*	۲/۳۲٥***	۲/۷٥۰***	-۱۷/۱۳**
	(۳/۱٥۰)	(-۲/٥۲۹)	(-۱/۹۰٤)	(۳/۱٤٥)	(۳/۰٤۱)	(-۲/٤۷۳)
تعداد مشاهدات	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦
ضریب تعیین	۰/۱۱٦	۰/۱٤۱	۰/۱۸۱	۰/۰۹۰	۰/۱۲۷	۰/۱۸۱
تعداد گروه‌ها	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱

– این جدول ضرایب و آماره t فاما و مک‌بیث (۱۹۷۳) در رگرسیون‌های داده‌های مقطعی که بازدهی سالانه سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱٤۰۰ را توضیح می‌دهد، و ارقام صورت‌های مالی که با تورم تعدیل شده باشند را ارائه می‌کند. منظور از سرمایه مشارکت شده، مجموع تمام حساب‌های ارزش دفتری بجز سود انباشته است.

– درون پرانتز آماره t ارائه شده است

– *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. سود انباشته تعدیل شده و سرمایه مشارکت شده تعدیل شده، تعدیل شده با تورم در رگرسیون فاما و مکبث

متغیرهای مستقل	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
لگاریتم ارزش بازار	-۰/۱۰۸***	-۰/۱۰۱**	-۰/۰۸۱۱**	-۰/۱۰۷**	-۰/۰۸۳٤**	-۰/۱۰۸***
	(-۲/۹۸۲)	(-۲/۵۷۰)	(-۲/۷۳۸)	(-۲/۷۸۲)	(-۲/۳۷۱)	(-۲/۹۸۲)
لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار		۰/۱۵۸		۰/٤۳٥***		
		(۱/۷۱٥)		(۳/۰٤۸)		
لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار	۱۰/۱٥***	۸/٤۸٦**			۹/۸۰۷***	۱۰/۱٥***
	(۲/۹۱۱)	(۲/۳٥۷)			(۲/۹٥۳)	(۲/۹۱۱)
لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار			۰/۲۹۸***	۰/۰٤٤۹	۰/۱۸٦***	
			(۳/۲٥۳)	(۰/۹٤٥)	(۳/۲۷۹)	
متغیر مجازی سود انباشته < ۰	۰/۸۷۰***	۰/۸۰٥***			۰/٦۸۲***	۰/۸۷۰***
	(۳/٦٦٥)	(۳/۸۲۰)			(۳/۲۲۲)	(۳/٦٦٥)
عرض از مبدا	-۱۸/٥۳**	-۱٥/۰٦**	۲/۳۰۷***	۲/۷۳۲***	-۱۷/۸٥**	-۱۸/٥۳**
	(-۲/۸۰٦)	(-۲/۱۹۲)	(۳/۲۰٥)	(۳/۰٤۱)	(-۲/۸٥۳)	(-۲/۸۰٦)
تعداد مشاهدات	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦	۳,۷۹٦
ضریب تعیین	۰/۱٥۱	۰/۱۸٥	۰/۰۸۹	۰/۱۲۸	۰/۱۸٤	۰/۱٥۱
تعداد گروهها	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱	۲۱

– این جدول ضرایب و آماره t فاما و مکبیث (۱۹۷۳) در رگرسیونهای دادههای مقطعی که بازدهی سالانه سهمهای حاضر در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱٤۰۰ را توضیح میدهد و ارقام صورتهای مالی که با تورم تعدیل شده باشند را ارائه میکند. منظور از سود انباشته تعدیل شده، مجموع سود انباشته، اندوخته قانونی، اندوخته طرح و توسعه، سایر اندوختهها، مجموع افزایش سرمایه از محل سود انباشته تا انتهای سال گزارش شده و مجموع سایر انتقالها از سود انباشته تا انتهای سال گزارش شده است. سرمایه مشارکت شده تعدیل شده برابر ارزش دفتری کسر از سود انباشته تعدیل شده تعریف شده است.

– درون پرانتز آماره t ارائه شده است.

– *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ماخذ: یافتههای پژوهش

دو جدول (۵) و (۶) به ترتیب نتایج رگرسیونهای جدول (۳) و (۴) را در حالتی که ارقام صورت مالی با تورم تعدیل شده باشد، ارائه می کنند. برای تعدیل ارقام صورت مالی با تورم، ابتدا ما فرض کردیم ارقام اولین صورت مالی گزارش شده در سایت کدال مطابق با ارزش بازاری داراییهای شرکت است. سپس ارقام سال مالی بعد را متناسب با شاخص قیمتها که از سایت آمار ایران گردآوری شده است سال به سال تعدیل کردیم. در سالی که خود

شرکت تجدید ارزیابی انجام داده باشد از ارقام گزارش شده در صورت مالی استفاده کردیم. بجز یک مورد، نتایج رگرسیون‌های تعدیل شده با تورم مشابه با رگرسیون‌های تعدیل نشده با تورم بود. این مورد برای زمانی است که «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» در کنار «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» قرار دارد. در جدول (۴) که ارقام گزارش شده صورت مالی با تورم تعدیل نشده‌اند در ستون دوم ضریب «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» در سطح ۱۰ درصد معنادار است. در جدول (۶) که نتایج رگرسیون‌های جدول (۴) را در حالتی که ارقام صورت مالی را با تورم تعدیل شده باشد، ارائه می‌دهد، ضریب «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» اختلاف معناداری از صفر ندارد.

در تمامی حالات ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» در جدول (۴) نسبت به «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» در جدول (۳) بهبود پیدا کرده است. ضریب «لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» و «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» نیز در کنار «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» اختلاف معناداری از صفر نداشتند. آماره t ضریب «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در ستون ۲ جدول (۴) که در کنار ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» قرار داشته، نسبت به ستون ۳ جدول (۳) که در کنار «لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار» قرار گرفته، کاهش پیدا کرده است. این موضوع در جدول (۵) و (۶) که نتایج رگرسیون‌های جدول (۳) و (۴) را در حالتی که ارقام صورت‌های مالی با تورم تعدیل‌شده‌اند نیز صادق است.

ضریب «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» در ستون ۲ جدول (۴) که در کنار «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» قرار گرفته است، اختلاف معناداری از صفر ندارد. در ستون ۵ جدول (۶) «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» در کنار «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» قرار دارد. ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» با مقدار آماره t = ۲/۹۵۳ و ضریب «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» با مقدار آماره t = ۲/۲۷۹ در سطح یک درصد معنادار است. جدول (۶) نشان می‌دهد بخشی از اطلاعات درون «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از متغیری است که با قدرت سودآوری شرکت ارتباط دارد؛ با این حال تمامی اطلاعات درون «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از قدرت سودآوری شرکت نیست.

ضریب «لگاریتم ارزش بازار» در تمامی حالت‌ها کوچک‌تر از صفر و در سطح ۵ درصد معنادار بوده که همسو با مطالعات گذشته در مورد اندازه بازار است.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» یکی از متغیرهای مشهور حوزه ادبیات مالی برای پیش‌بینی بازده سهم شرکت‌ها است. فرضیه ما این است که قدرت پیش‌بینی نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از عاملی است که قدرت سودآوری شرکت را نمایندگی می‌کند. ابتدا «ارزش دفتری بر ارزش بازار» را به دو بخش «سود انباشته بر ارزش بازار» و «سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» تفکیک کردیم. ضریب «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در رگرسیونی که بازدهی سالانه داده‌های مقطعی سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌داد، بزرگ‌تر از صفر و در سطح ۵ درصد معنادار بود که همسو با مطالعات پیشین پیرامون این متغیر است. ضریب «سود انباشته بر ارزش بازار» در کنار «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در سطح ۵ درصد معنادار بوده است و معناداری ضریب «ارزش دفتری بر ارزش بازار» نیز به سطح ۱۰ درصد کاهش پیدا می‌کرد. «سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار» در کنار «ارزش دفتری بر ارزش بازار» توانایی توضیح بازدهی سالانه سهم‌ها را نداشت.

دلیل ضعف «سود انباشته بر ارزش بازار» را می‌توان در این دانست که حساب سود انباشته نمی‌تواند قدرت سودآوری شرکت را به طور کامل نمایندگی کند. در واقع در هر دوره که (۱) شرکت سود میان سرمایه‌گذاران تقسیم کند یا (۲) مبلغی از این حساب به حساب دیگری در حقوق صاحبان سهام انتقال دهد، بخشی از اطلاعات درون سود انباشته نیز از آن خارج خواهد شد. زمانی که شرکت سود میان سهامداران تقسیم می‌کند، اطلاعات سودآوری شرکت هم از مانده سود انباشته و هم از ارزش دفتری خارج خواهد شد. به همین دلیل، ما تنها مقادیری که از حساب سود انباشته به سایر حساب‌های حقوق صاحبان سهام انتقال پیدا کرده‌اند را به حساب سود انباشته بازگشت دادیم و حساب سود انباشته تعدیل شده و سرمایه مشارکت شده تعدیل شده را تعریف کردیم. سود انباشته تعدیل شده، مانده تمام سودهایی است که شرکت طی عمر خود کسب کرده و از شرکت خارج نکرده است. سرمایه مشارکت شده تعدیل شده نیز برابر ارزش دفتری کسر از سود انباشته تعدیل شده است. برای آزمون

فرضیه خود «ارزش دفتری بر ارزش بازار» را به دو بخش «سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» و «سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» تفکیک کردیم. معناداری ضریب «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در کنار «سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» نسبت به زمانی که در کنار «سود انباشته بر ارزش بازار» قرار می‌گرفت، کاهش پیدا می‌کرد؛ با این حال، ضریب «ارزش دفتری بر ارزش بازار» همچنان در سطح ۵ درصد معنادار بوده است. ضریب «سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» در کنار «ارزش دفتری بر ارزش بازار» در سطح یک درصد معنادار بود که نسبت به زمانی که «سود انباشته بر ارزش بازار» درکنار «ارزش دفتری بر ارزش بازار» قرار داشته، بهبود پیدا کرده بود. معناداری ضریب «سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» نسبت به تمام رگرسیون‌های مشابهی که «سود انباشته بر ارزش بازار» در آن‌ها حضور داشت نیز بهبود پیدا کرده بود. در مجموع این شواهد نشان می‌دهد بخشی از اطلاعات درون «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از متغیری است که با قدرت سودآوری شرکت ارتباط دارد، اما تمامی اطلاعات درون «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از قدرت سودآوری شرکت نیست.

یافته‌های خود را در حالتی که ارقام صورت‌های مالی را با تورم تعدیل شده باشند، بررسی کردیم. ضریب «لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار» در کنار «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» اختلاف معناداری از صفر نداشت و معناداری خود در سطح ۱۰ درصد را از دست داد. ضریب «لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار» و «لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار» در کنار هم درسطح یک درصد معنادار بودند. این شواهد نشان می‌دهد بخشی از اطلاعات درون «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از متغیری است که با قدرت سودآوری شرکت ارتباط دارد، اما تمامی اطلاعات درون «ارزش دفتری بر ارزش بازار» ناشی از قدرت سودآوری شرکت نیست.

فضای کسب و کارها در چند دهه اخیر به سرعت رشد کرده‌اند، اما استانداردهای حسابداری با سرعتی به نسبت کمتر خود را منطبق با نیاز فضای کسب و کارها می‌کنند. این موضوع باعث می‌شود صورت‌های مالی نتوانند به طور مطلوبی تمام اطلاعات مربوط و مفید شرکت را در اختیار ذی‌نفعان قرار دهند. از این رو، نیاز است مطالعات آتی به دنبال پالایش صورت‌های مالی باشند تا متغیرهای خلق ارزش در شرکت‌ها را شناسایی کنند. همچنین

امکان مطالعه تاثیر حساب‌های ترازنامه از جمله دارایی‌های نامشهود و صورت جریان وجوه نقد و تعدیل نسبت «ارزش دفتری بر ارزش بازار» وجود دارد تا بتوان درک بهتر و مفیدتری نسبت به بازار سرمایه را به ما ارائه دهند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

GholamReza Keshavarz Hadad https://orcid.org/0000-0001-5873-8217
Iman Sharifi https://orcid.org/0009-0008-0145-2822

منابع

دولو، مریم و رضائی، سید مهدی. (۱۳۹۷). رابطه اجزای تشکیل‌دهنده نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام. راهبرد مدیریت مالی، ۶(۴)، ۶۰-۲۹.
https://doi.org/10.22051/jfm.2018.16856.1461

عرب مازاریزدی، محمد، و عرب احمدی، فرهاد. (۱۳۹۰). *رابطه اجزای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. بورس اوراق بهادار، ۴(۱۵)*، ۱۲۳-۱۰۷. SID. https://sid.ir/paper/470311/fa

References

Arabmazar Yazdi, M., & Arabahmadi, F. (2012). The relationship between components of BP ratio and future stock returns in Tehran stock exchange. *Journal of Securities Exchange, 4(15),* 107-123. [In Persian] SID. https://sid.ir/paper/470311/fa

Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J. T., & Nikolaev, V. (2020). Earnings, retained earnings, and book-to-market in the cross section of expected returns. *Journal of Financial Economics, 135(1)*, 231-254. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.05.013

Capaul, C., Rowley, I., & Sharpe, W. F. (1993). International value and growth stock returns. *Financial Analysts Journal, 49(1)*, 27-36. https://doi.org/10.2469/faj.v49.n1.27

Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *The journal of finance, 46(5)*, 1739-1764. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04642.x

Daniel, K., & Titman, S. (1997). Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *the Journal of Finance, 52(1)*, 1-33. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03806.x

Daniel, K., & Titman, S. (2006). Market reactions to tangible and intangible information. *The Journal of Finance, 61(4)*, 1605-1643. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00884.x

Davallou, M., Rezaei, S. M. (2018). The Relationship between Components of the Book to Market Ratio and Stock Returns. *Journal of Financial Management Strategy, 6(4)*, 29-60. [In Persian] https://doi.org/10.22051/jfm.2018.16856.1461

Davis, J. L., Fama, E. F., & French, K. R. (2000). Characteristics, covariances, and average returns: 1929 to 1997. *The Journal of Finance, 55(1)*, 389-406.
https://doi.org/10.1111/0022-1082.00209

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy, 81(3)*, 607-636. https://doi.org/10.1086/260061

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics, 33(1)*, 3-56. https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5

Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Average returns, B/M, and share issues. *The Journal of Finance, 63(6)*, 2971-2995. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01418.x

Lakonishok, J., Schleifer, A., & Vishny, R. W. (2005). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Advances in Behavioral Finance, 2*, 273-316.
https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x

Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of economic perspectives, 17(1)*, 59-82.
https://doi.org/10.1257/089533003321164958

Park, H. (2019a). Intangible assets and the book-to-market effect. *European Financial Management, 25(1)*, 207-236. https://doi.org/10.1111/eufm.12148

Park, H. (2019). An intangible-adjusted book-to-market ratio still predicts stock returns. *Critical Finance Review, 25(1)*, 207-236.

http://dx.doi.org/10.1561/104.00000100
Roberts, H. (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock market. unpublished manuscript. *Chicago, University of Chicago, Centre for Research on Security Prices.*
Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency.*The Journal of Portfolio Management, 11(3),9-16.*
http://www.doi.org/10.3905/jpm.1985.409007
Zhang, L. (2005). The value premium. *The Journal of Finance, 60(1)*, 67-103. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00725.x

پیوست ۱ – جدول آزمون ریشه واحد

	Inverse chi-squared	Inverse normal	Inverse logit t	Modified inv. chi-squared
لگاریتم سود خالص بر ارزش بازار	۱۸۵۷/۰۵۰۲	-۲۲/۵۰۵	-۳۱/۰۷۶۹	٤٥/٥٦٥٤
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
لگاریتم سود ناخالص بر ارزش بازار	۱٤۳۳/۲۱۲۹	-۱٦/۹۲۳۲	-۲۲/۳٤۷۹	۳۱/٦۸۲۱
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
لگاریتم سود انباشته بر ارزش بازار	۱۳۲۰/۹٦۲٥	-۱۳/۷۰۷٥	-۱۹/۳۸٥	۲۸/۰۰٥۲
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
لگاریتم سود انباشته تعدیل شده بر ارزش بازار	۱۲۷٤/۲۸۷	-۱۳/۲۲٦	-۱۸/۲٦۸	۲٦/٤۷٦۳
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
لگاریتم سرمایه مشارکت شده تعدیل شده بر ارزش بازار	۹٤۹/۸٦٦٥	-٦/٦٦٥	-۱۰/۳۹٥۸	۱٥/۸٤۹٦
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
لگاریتم سرمایه مشارکت شده بر ارزش بازار	۹۳۲/۰۸٤۹	-٦/۱٥۲۷	-۹/۷٤۸٤	۱٥/۲٦۷۱
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
لگاریتم ارزش دفتری بر ارزش بازار	۷٤۹/۱٤۱٤	-۳/٦۰۰٤	-٥/۲٥۱۹	۹/۲۷٤٦
	(۰)	(۰/۰۰۰۲)	(۰)	(۰)
ارزش بازار	٦٦۷٥/۱۷۷۱	-٥۳/۸۳۸٥	-۱۳٦/۸۲۰۷	۲۰۰/۹۱٦٥
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

استناد به این مقاله: کشاورز حداد، غلامرضا، شریفی، ایمان. (۱۴۰۲). اثر سود انباشته، سرمایه مشارکت شده و نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار در داده‌های مقطعی بازده سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ (۹۵)، ۷-۴۰.

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

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 41-80
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2021.52923.874

ATU PRESS

Original Research Received: 09/06/2020 Accepted: 22/02/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Determining the Upstream Premium Based on Exploration and Development Risk Model: A Monetary VaR Approach

Ali Faridzad * Associate Professor of Energy Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Shamsi Ghasemi PhD in Financial Economics and Senior Expert at Bimeh Markazi, Tehran, Iran

Mehdi Ahrari PhD in Oil and Gas Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

A review of empirical studies in the field of insurance of upstream oil and gas projects suggests that domestic insurance companies and insurance consortiums in Iran rely on the experience of reinsurance companies to determine premiums and risk conditions. Given the economic sanctions and restrictions on determining precise premiums and conditions for direct insurance and reinsurance of oil assets, it is necessary to establish a method to determine premiums even under normal circumstances that can be referred to international reinsurers. To address this need, the present study adopted an empirical method that uses risk-based valuation and the monetary value at risk (VaR), which covers a wide range of relevant oil and energy insurance aspects. The results showed that the research method can determine

* Corresponding Author: afaridzad@yahoo.com
How to Cite: Faridzad, A., Ghasemi, Sh., Ahrari, M. (2023). Determining the Upstream Premium Based on Exploration and Development Risk Model: A Monetary VaR Approach. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 41-80.

the premium of oil assets following international standards, taking into account expert opinions and other domestic considerations.

1. Introduction

Oil and gas continue to be among the primary sources of energy globally, hence a crucial and fundamental part of the world economy. The various sectors within this vast field offer significant capacities and resources at a large scale, including research, equipment, and resources for exploration, development, and utilization, as well as the derivatives in the real sector processes. In addition, transportation, exchanges, transactions, physical markets, and stock exchanges also play a significant role in this industry. The world economy is thus highly dependent, both directly and indirectly, on the oil and gas industry. It is evident that the global oil and gas industry involves a vast amount of capital and risk, which is more complex and extensive than one may imagine. The industry interacts with numerous sectors of the economy, with extensive links that exceed beyond a single field. Considering the relatively small share of oil and energy insurance in the portfolio of the insurance industry, there are various factors that prevent the entry of insurance services into this area on a significant scale. One significant obstacle is the lack of scientific studies on determining the value at risk for oil assets, which is a crucial factor in determining the volume and size of insurance premiums for insurable oil and gas assets. Using the valuation and estimation of monetary VaR of oil assets, the present study aimed to develop a method for insurance companies to determine the insurance premium of oil and gas assets. An example was provided to demonstrate the applicability of the proposed method in practice.

2. Materials and Methods

To conduct a risk-based valuation, the study employed Smith's method as well as the method proposed by Knapp and Heij in order to estimate the value at risk for oil assets.

The NPV for the valuation model of exploration and development risk will be as follows (Smith, 2004):

$$NPV = CF_0 + (1 - P_{DH}) \times \sum_{t=1}^{T} \frac{CF_t}{(1+i)^t} \quad (1)$$

Where CF0 is the drilling cost, P_{DH} is the probability of a failed well and {CF1, CF2... CFr} are the expected cash flows in case of success of the well and (i) is the discount rate.

According to Knapp and Heij (2017), identifying risk factors, which are variables that pose a risk for an oil asset, is crucial in estimating the value at risk. The risk factors are evaluated based on their probability of occurrence.

The monetary VaR is estimated based on the insurable value of a physical asset, which is typically the replacement cost or the actual cash value of the asset covered by standard insurance policies.

To estimate the value at risk, two probabilities are combined, which are determined based on the total insurable value (TIV). For instance, if there are five risk groups denoted as j (j=1,...,5), v_j represents the sum of the insurable value for each type. TIV is defined as the total of all five groups, as follows:

$$TIV = \sum_{j=1}^{5} v_j$$

Furthermore, P_{inc} represents the probability of an event occurring within a year. P_j is the conditional probability of damage in group j occurring in relation to a particular event. Then monetary VaR is then defined as follows:

$$MVR = P_{inc} \times (\sum_{j=1}^{5} P_j \times v_j) \quad (2)$$

It is important to note that TIV is derived from the method proposed by Smith (2004), which can be used to assess the value of the entire property or its individual parts and components.

The insurance rate and premium can be estimated on the basis of the model of exploration and development risk, along with the future discount rate. This estimation includes the initial cost (drilling or installation cost) CF0 and is given by the following equation:

NPV, in Relation (1), is replaced by the future value (FV) or the total insurable value (TIV) of the oil asset.

CFt = CF0: NPV is equivalent to book value or price determined by official experts or official pricing authorities.

P_{DH}: Probability of occurrence of major risks, which is considered equivalent to catastrophic risks leading to total damage.

i: It represents risk insurance premium, which is equivalent to the probability of the occurrence of conventional risks that each oil asset faces according to its specific conditions.

Now Relation (1) will be changed to Relation (3):

$$FV = NPV + (1 - P_{DH}) * NPV * (1 + i) \quad (3)$$

$$TIV = NPV(1 + (1 - P_{DH}) * (1 + i))$$

Now monetary VaR is calculated as follows:

$$MVR = P_{inc} * V \sum_{i=1}^{5} P_i \quad (4)$$

In equation (4), V is TIV, which is equivalent to FV calculated based on Relation (2).

3. Results and Discussion

The study used the information on the insurance policy of HP-2000 drilling rig of North Drilling Company.

Table 1 Information on the HP-2000 drilling rig

The value of the drilling rig	Reinsurance premium rate	Market premium rate	Insurance premium
1200	0.004	0.0028	3.4
(billion rials)			(million rials)

* Source: issued insurance policy

The future value of the drilling rig for one year is described in the following table:

Table 2 The future value of the drilling rig

NPV	P_{DH}	i	FV
1200	0.0022	0.003	2400
(billion rials)			(billion rials)

* Source: research results

The monetary VaR based on the future value at risk (FV), which is equivalent TIV, for the insured drilling rig is as follows according to Relation (2):

Table 3 The monetary VaR of the drilling rig

FV=TIV	P_{inc}	P_i	MVR
2400	0.0022	0.8	4.3
(billion rials)			(million rials)

* Source: research result

Catastrophe risk (P_{inc}) and the 5-fold decomposed risks of the oil rig are determined based on expert opinion, which will be the basis of monetary VaR estimation.

The premium values and the rate calculated based on the monetary VaR were compared to the premium values in both cases of

reinsurance and market (Table 4). Premium rate is obtained by dividing premium, which in the proposed methods is equal to Monetary VaR (MVR), by oil rig price.

Table 4 Comparison of the insurance premium rate based on the MVR method with the reinsurance and market rate

MVR rate	Reinsurance rate	Market rate
0.0035	0.004	0.0028

* Source: research results

4. Conclusion

The present study highlighted the characteristics and significance of the oil, gas, and petrochemical industry within the global economy, emphasizing the extensive interactions of this industry with various sectors of the economy, particularly in the field of insurance.

The study used a distinctively innovative methodology which combines Smith's (2004) risk valuation of oil assets with Knapp and Heij's (2012; 2017) monetary VaR approach to determine the insurance premium rate. The proposed research method allows for the determination of an insurance premium rate that is equivalent to international reinsurance rates, based on the factual, environmental, and market conditions. The study offers insurance and oil engineering experts the possibility of calculating an appropriate insurance premium rate for an oil project based on the identified risks using empirical and technical knowledge, as considered in the proposed method.

Keywords: Risk-based Valuation, Monetary VaR, Risk Decomposition, Upstream Premium, Exploration and Development Model

JEL Classification: C2, L10, M19.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۰۴

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۴۱-۸۰

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2021.52923.874

تعیین حق بیمه بالادستی بخش نفت بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه: رویکرد VaR پولی

علی فریدزاد * دانشیار گروه اقتصاد انرژی، کشاورزی و محیط‌زیست، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

شمسی قاسمی دکتری اقتصاد مالی و کارشناس ارشد نظارت بیمه مرکزی، تهران، ایران

مهدی احراری دکتری اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

بررسی مطالعات تجربی در زمینه بیمه پروژه‌های بالادستی نفت و گاز نشان می‌دهد که پیش از این تعیین حق بیمه و شرایط پذیرش ریسک توسط شرکت‌های بیمه داخلی و کنسرسیوم‌های بیمه‌ای در کشور به نرخ‌گذاری شرکت‌های بیمه‌گر اتکایی بین‌المللی وابسته است. هم‌اکنون با وجود تحریم‌ها و محدودیت‌های موجود در تعیین نرخ و شرایط به منظور بیمه‌گری مستقیم و اتکایی دارایی‌های نفتی، نیاز است تا روشی برای تعیین حق بیمه تبیین شود که می‌تواند حتی در شرایط عادی که شرکت‌های بیمه‌گر داخلی برای اخذ نرخ و شرایط به بیمه‌گران اتکایی خارجی مراجعه می‌کنند به موازات آن امکان تعیین نرخ و شرایط را برای این شرکت‌ها فراهم آورد. بر این اساس، پژوهش حاضر، روش تجربی برای تعیین نرخ و حق بیمه دارایی نفتی مبتنی بر ارزش‌گذاری ریسکی و رویکرد Var پولی، تبیین و طراحی کرده است که وجوه توسعه‌ای و کاربردی وسیعی درحوزه بیمه‌های نفت و انرژی خواهد داشت. نتایج نشان داد که روش پژوهش به طور معناداری توانایی تعیین حق بیمه دارایی های نفتی را در حد استانداردهای بین‌المللی، مبتنی بر نظرات خبرگان و سایر ملاحظات داخلی دارد.

کلیدواژه‌ها: ارزش‌گذاری ریسکی، رویکرد VaR پولی، تجزیه ریسک، حق بیمه بالادستی نفت، الگوی اکتشاف و توسعه

طبقه‌بندی JEL: M19, L10, C2.

* نویسنده مسئول: ali.faridzad@atu.ac.ir

۱. مقدمه

نفت و گاز همچنان از منابع اصلی انرژی جهان هستند که به دلیل وسعت، یکی از صنایع سرمایه‌بر جهان محسوب می‌شوند. با توجه به حجم سرمایه بالایی که در این حوزه به ویژه در بخش بالادستی وجود دارد، این صنعت همواره در معرض مخاطرات متعددی از جمله مخاطرات طبیعی و انسانی بوده که نیازمند مدیریت ریسک و پوشش ریسک‌های مختلف است. مدیریت و پوشش ریسک در بخش بالادستی نفت و گاز در ایران نیز از سال ۱۳۸۱ مورد توجه دست‌اندرکاران صنعت نفت و بیمه قرار گرفت و اولین بار ۹ پالایشگاه نفتی توسط بیمه مرکزی ایران و کنسرسیومی از شرکت‌های بیمه ایرانی و بیمه‌گران اتکایی خارجی اقدام به پوشش بیمه‌ای کردند. طیف وسیعی از مخاطرات در صنعت بیمه بر اساس تعریف ارائه شده در سالنامه آماری صنعت بیمه، شامل ریسک سکوهای نفتی، پالایشگاه‌های نفت و گاز، پتروشیمی‌ها، حمل اموال و تجهیزات خریداری شده، مقاطعه‌کاری و اشتباه در طراحی و نصب، حریق تجهیزات و امکانات، زیان‌های ناشی از عدم سود و بهره‌وری بر اثر توقف عملیات و ریسک‌های مرتبط با کارکنان این شرکت‌ها تحت پوشش قرار می‌گیرد. فعالیت این رشته بیمه معمولا به بخش آتش‌سوزی نفت و انرژی و مهندسی نفت و انرژی تقسیم می‌شود. عملکرد بیمه نفت و انرژی طی ۱۰ سال (۱۳۸۸-۱۳۹۷) به شرح جدول (۱) است (سالنامه آماری صنعت بیمه، ۱۳۹۷).

جدول ۱. عملکرد بیمه نفت و انرژی طی ۱۰ سال اخیر (ارقام به میلیارد ریال)

سال	حق بیمه عاید شده	خسارت واقع شده	ضریب خسارت (درصد)	تعداد بیمه‌نامه	تعداد خسارت
۱۳۸۸	۹۹۶/۱	۱۹۸/۶	۱۹/۹	۱۲۸	٤٤
۱۳۸۹	۹۰۲/۶	۲۱۸	۲٤/۲	۵۱	۶۳
۱۳۹۰	۱۰۷۵/۱	۱۵۲	۱٤/۱	۶۱۵۱	۲۱۸۵
۱۳۹۱	۲۰۲۸/۱	۲۷۶	۱۳/۶	۱۶۸	۹۵
۱۳۹۲	۲۰٤۷/۹	۶۷۵/۲	۳۳	۱۶۸	۱۰۹
۱۳۹۳	۱۱۵۶	۱۰٤/۷	۹/۱	۲۲۹	۲۱۹
۱۳۹٤	۱۲۲۶/۳	۱۰۲۷/٤	۸۳/۸	٤۰٤	۵۰۲
۱۳۹۵	۱۷۸۲/٤	۱۲۶۲/۰	۷۰/۸	۱۹۱۸	۷۸۷
۱۳۹۶	۲۱٤۳/۷	۷۱۳/۲	۳۳/۳	۱۹۷۰	۳۵۲
۱۳۹۷	۲۸۶۱/۳	۱۲۷۸/۲	٤٤/۷	۶۰۷	۲۳۲

ماخذ: سالنامه آماری صنعت بیمه، ۱۳۹۷

همانطور که درجدول (۱) ملاحظه می‌شود با وجود رشد معنی‌دار حق بیمه نفت و انرژی در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲، افت شدیدی در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ حادث شده که پس از آن با رشد قابل توجهی در سال ۱۳۹۷ به بالاترین میزان خود رسیده است که البته به دلیل تحریم‌های اقتصادی و اجبار بر نگهداری ریسک و پوشش بیمه‌ای توسط بیمه‌گران اتکایی داخلی بوده است.

جدول ۲. سهم بیمه نفت و انرژی از صنعت بیمه طی ۱۰ سال اخیر (ارقام به میلیارد ریال)

سال	حق بیمه کل صنعت	حق بیمه نفت و انرژی	سهم از کل (درصد)
۱۳۸۸	٤٦٤٣٨	۹۹٦	۲/۱
۱۳۸۹	٥۹۱٦۱	۹۰۳	۱/٥
۱۳۹۰	۸٦۰۹۲	۱۰۷٥	۱/۲
۱۳۹۱	۱۳۱٥٦۷	۲۰۲۸	۱/٥
۱۳۹۲	۱٦۲۰٥٦	۲۰٤۸	۱/۳
۱۳۹۳	۲۰۸٦۳۱	۱۱٥٦	۰/٦
۱۳۹٤	۲۲۸٤۳۹	۱۲۲٦	۰/٥
۱۳۹٥	۲۸۰۱۸٥	۱۷۸۲	۰/٦
۱۳۹٦	۳٤۰٥۱۹	۲۱٤٤	۰/٦
۱۳۹۷	٤٥٤٤۳۱	۲۸٦۱	۰/٦

ماخذ: سالنامه آماری صنعت بیمه، ۱۳۹۷

با این وجود، سهم بیمه نفت و انرژی از کل پورتفوی صنعت بیمه که قبل از ۱۳۹۳ بیش از یک درصد (والبته حداکثر ۲/۱ درصد) بوده است، طی سال‌های ۹۷-۱۳۹۳، کمتر از ۰/۷ درصد است؛ به این معنی که بیمه‌های نفت و انرژی همگام با رشد صنعت بیمه طی سال‌های ۹۷-۱۳۹۳، رشد نکرده و از این رو، سهم‌شان در پورتفوی صنعت بیمه به طور قابل توجهی کاهش یافته است که بیانگر سهم بسیار ناچیز آن در صنعت بیمه و سهم غیر قابل ارزش در مقیاس صنعت نفت و انرژی کشور است. این موضوع بیشتر به دلایل متعددی ممکن است رخ داده باشد که از جمله آن تشدید تحریم‌های اقتصادی، فقدان راهکاری برای اخذ نرخ و شرایط صحیح و قابل اعتماد از بیمه‌گران اتکایی خارجی و

پرتفوی مخاطره‌آمیز شرکت‌های بیمه‌گر مستقیم و اتکایی داخلی است که قادر به انتقال ریسک به خارج از کشور پس از شدت گرفتن تحریم‌های اقتصادی نیستند[۱].

بر این اساس، نیاز است تا روش‌های جایگزینی به منظور تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی ارائه شود تا بتواند دو هدف عمده را دنبال کند؛ هدف اول، تعیین نرخ حق بیمه و شرایط بیمه‌گری است که در شرایط ویژه اقتصادی حال حاضر که امکان اخذ نرخ و شرایط از شرکت‌های بیمه‌گر اتکایی خارجی وجود ندارد یا از شرکت‌هایی با تجربه و رتبه‌بندی نازل‌تر اخذ می‌شوند، قابلیت استفاده در قراردادهای پوشش بیمه‌ای دارایی‌های نفتی را داشته باشند و هدف دوم، آن است که بتواند روشی تجربی را در اختیار شرکت‌ها و کارشناسان صنعت بیمه انرژی قرار دهد تا در شرایط عادی نیز بتوانند متناسب با اخذ نرخ و شرایط از بیمه‌گران اتکایی خارجی، نرخ و شرایط پیشنهادی آن‌ها را کنترل و راستی‌آزمایی کنند.

مطالعه حاضر به منظور دستیابی به اهداف یاد شده از روش «ارزش‌گذاری و تعیین ارزش در معرض خطر پولی» به شکل تجربی بهره گرفته است. در این مطالعه تلاش می‌شود با استفاده از روش «ارزش‌گذاری و برآورد VaR پولی» با کاربرد آن برای دارایی‌های نفتی در قالب مطالعه موردی دکل حفاری مربوط به یکی از شرکت‌های نفتی ایرانی، حق بیمه به صورت تجربی محاسبه شود. در نهایت، مقایسه و ارزیابی نتایج روش پیشنهادی با رویه مرسوم تعیین حق بیمه این نوع دارایی‌ها توسط شرکت‌های بیمه مورد ملاحظه قرار گرفته است. به همین منظور مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است؛ بخش اول که مقدمه حاضر است. در بخش دوم، به مبانی نظری و مروری بر مطالعات تجربی پرداخته شده است. بخش سوم، روش پژوهش ارائه شده است و در بخش چهارم، نتایج مربوط به کاربرد روش پژوهش روی یک دکل حفاری مربوط به یکی از شرکت‌های نفتی داخلی ارائه شده است. در نهایت بخش پنجم به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

---

۱. بررسی موضوع یادشده، نیازمند تلاش جداگانه است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

برای نیل به همگرایی نظری در توضیح دستاوردهای پژوهش حاضر، نیاز است تا سه حوزه از مبانی نظری اقتصاد مالی شامل: ارزش‌گذاری مبتنی بر ریسک، ارزش در معرض خطر و پوشش عدم اطمینان‌ها با استفاده از بیمه مورد بررسی قرار گیرد. برآیند مفهومی برای تعیین چهارچوب نظری لازم جهت تبیین روش‌شناسی پژوهش از این بخش حاصل خواهد شد، اما قبل از آن، فرآیند پوشش بیمه صنایع نفت و گاز و پتروشیمی مورد بررسی قرار خواهد گرفت؛ از این منظر که مسئله جایگاه تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی در فرآیند توسعه بیمه‌های صنعت نفت و گاز مشخص شود.

۲-۱. فرآیند پوشش بیمه صنایع نفت و گاز و پتروشیمی

در این قسمت سازوکار بیمه‌ای یک پروژه نفت و انرژی شامل مراحل انجام کار، چگونگی عملکرد بیمه‌گران، بروکرها (کارگزاران بیمه‌ای)، بیمه‌گران اتکایی و بیمه‌گذاران بررسی می‌شود.

بیمه‌گذار برای گرفتن پوشش بیمه‌ای برای مورد بیمه در اولین گام اقدام به تعیین شرکت یا شرکت‌های بیمه‌ای مورد نظر خود می‌کند. علت انتخاب بیش از یک بیمه‌گر آن است که بیمه‌گذار به دنبال کسب بهترین نرخ و شرایط برای مورد بیمه است. به عبارت بهتر، هم از بعد فنی و هم از منظر بازار (قیمت)، بهینه اول را انتخاب می‌کند. شرکت بیمه فرم پیشنهاد را که از قبل طراحی شده در اختیار بیمه‌گذار قرار می‌دهد تا بیمه‌گذار، فرم مورد اشاره را که حاوی اطلاعات تخصصی شامل موضوع دقیق و کامل مورد بیمه اعم از مکان (قسمت، بخش، منطقه و...)، تعهدات و موارد تحت پوشش، استثنائات، نوع قرارداد، افراد و پیمانکاران تحت فعالیت مستقیم و غیرمستقیم در موضوع بیمه و سایر موارد دیگر است و باید در یک قرارداد بیمه‌ای نفت و گاز و پتروشیمی به‌طور کامل و جامع ثبت شود، تکمیل و به بیمه‌گر تحویل دهد. بیمه‌گر با توجه به اطلاعات دریافتی، اقدام به تعیین نرخ و شرایط می‌کند. در اینجا دو حالت وجود دارد؛ یا بیمه‌گر داخلی توانایی دارد که نرخ و شرایط را اعلام کند و یا توانایی ارائه نرخ و شرایط را نداشته و از این رو، اقدام به اخذ نرخ و شرایط می‌کند. زمانی که شرکت بیمه فاقد ابزارهای لازم برای ارائه خدمات پوشش

بیمه‌ای با نرخ و شرایط مورد نظر بیمه‌گذار باشد -به خصوص در پروژه‌های بزرگ نفت و گاز و پتروشیمی- به صورت کنسرسیومی و یا با همکاری شرکت بیمه خارجی اقدام به ارائه نرخ و شرایط می‌کند. همچنین به دلیل وجود خسارات و مسئولیت‌های سنگین در پروژه‌های بزرگ نفت و گاز به‌ویژه در قراردادهای بالادستی و همچنین ارزش بالای مورد بیمه در این صنایع، نخست به دلیل حجم ارزش و خسارات احتمالی، قراردادهای بیمه به‌صورت کنسرسیومی بوده و دوم رعایت اصول پیشگیرانه که اولویت اصلی شرکت‌های بیمه در عقد قرارداد بیمه است و در صورت عدم وجود استانداردهای ایمنی، شرکت‌های بیمه از عقد قرارداد سرباز می‌زنند.

علاوه بر این، اگر بیمه‌گر داخلی توانایی تحمل ریسک را از نظر سرمایه، مدت بیمه، طول مدت پروژه داشته باشد (به عنوان مثال، پروژه‌هایی هستند که ممکن است ساخت یا نصب آن‌ها ۵ سال طول بکشد و حداقل ۴ تا ۵ ماه دوره آزمایش (که خطرناک‌ترین بخش یک پروژه است) داشته باشند و ممکن است ۲ سال هم دوره نگهداری داشته باشند) تا بتواند ریسک را نگه دارد، نرخ و شرایط و کلوزها را به بیمه‌گذار می‌دهد. اما اگر بیمه‌گر داخلی از نظر اندازه، شکل، محتوای کار، طول مدت و سایر شرایط، توانایی تحمل ریسک را نداشته باشد، اقدام به گرفتن نرخ و شرایط از یک لیدر اتکایی خارجی می‌کند. برای این منظور شرکت بیمه داخلی به‌عنوان راهبر (لیدر) کنسرسیوم در گام نخست، اعضای کنسرسیوم را مشخص می‌کند (اکثر طرح‌های بزرگ نفت و گاز در قالب کنسرسیوم داخلی تنظیم شده و بیمه‌نامه تحت این کنسرسیوم بیمه‌ای صادر می‌شود و یکی از شرکت‌ها به عنوان لیدر کنسرسیوم ایفای نقش کرده و بقیه پیرو کنسرسیوم هستند).

نکته محوری و اصلی در فرآیند مطرح شده که پیچیدگی‌های متعددی دارد، تعیین و اعلام نرخ و شرایط از طرف بیمه‌گر به بیمه‌گذار است که می‌تواند شامل بیمه‌گر داخلی، کنسرسیوم بیمه‌گران داخلی، بیمه‌گر خارجی و در نهایت بیمه‌گر اتکایی خارجی باشد و بر اساس آن قرارداد بیمه‌ای (بیمه نامه) منعقد می‌شود.

به دلیل ذات ریسکی صنایع و پروژه‌های نفت و گاز و پتروشیمی، مدیریت ریسک آن‌ها از منظر پوشش‌های بیمه‌ای، مقوله بسیار پیچیده‌ای است که تماما در نرخ و شرایط موضوع بیمه خلاصه می‌شود. به عبارت بهتر، نرخ حق بیمه اعلامی به بیمه‌گذار مبین تمام

ریسک‌های متنوع و متکثر موضوع بیمه بوده که برآیند تجزیه و تحلیل‌ها و محاسبات پیچیده تمامی احتمالات وقوع خسارت طی دوره یکساله بیمه‌نامه است. از این رو، برای برآورد چنین شاخص مهم و پیچیده‌ای، نیاز به حجم اطلاعات و روش‌های تجزیه و تحلیل دقیق فنی و عالمانه است که بیشتر از حدود توانمندی بیمه‌گران داخلی خارج است. بنابراین، به طور منطقی نرخ فنی از یک مرجع قوی و جامع که بیشتر بیمه‌گران اتکایی خارجی هستند، اخذ می‌شود.

علاوه بر این، برای تعیین حق بیمه، علاوه بر نرخ فنی باید قیمت موضوع بیمه نیز مشخص و ارزیابی شود تا در قرارداد بیمه منعکس شده و نتیجه حاصل ضرب آن در نرخ مورد توافق، میزان حق بیمه قرارداد و یا بیمه نامه صادره را تعیین کند. از آنجا که معیار قیمت‌گذاری موضوع بیمه، ارزیابی کارشناس رسمی یا ارزش دفتری و یا قیمت دارایی است؛ از این رو، هیچ‌گونه مکانیسمی برای ارزش‌گذاری موضوع بیمه مبتنی بر ریسک صورت نمی‌گیرد. نتیجه آنکه فرآیندهای شناسایی و ارزیابی ریسک‌های متنوع و متکثر صنایع مورد اشاره در حد تعدیل برآورد کلی از احتمال وقوع خسارت مبتنی بر نرخ فنی (اتکایی) استفاده می‌شود و بنابراین، ظرفیت قابل اعتنای فنی این حوزه (شناسایی و ارزیابی ریسک) در حداقل خود قابلیت بهره‌برداری می‌یابد. در حالی که با بهره‌گیری از روش‌های علمی در برآورد نرخ و ارزش موضوع بیمه، می‌توان این ظرفیت را به حداکثر بهره‌وری و کارایی خود، ارتقا داد.

قبل از ورود به حوزه نظری ارزش‌گذاری مبتنی بر ریسک در جمع‌بندی این قسمت ذکر دو نکته لازم به نظر می‌آید؛ اول اینکه به‌طور مشخص رویه متعارف و حاکم بر ساختار بیمه نفت و گاز و پتروشیمی در کشور نشان داد که شرکت‌های بیمه داخلی متناسب با ظرفیت‌های موجود که شامل توان مالی و فنی و نیز شرایط تحریمی است برای تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی، متکی به نرخ و شرایط بیمه‌گران اتکایی هستند. دوم اینکه برای تعیین حق بیمه از قیمت دارایی نفتی استفاده می‌شود که معادل ارزش دفتری دارایی است و اساسا هیچ‌گونه برآورد از ارزش ریسکی دارایی صورت نمی‌گیرد. در نهایت اینکه کلیه شرایط مورد نظر کارشناس صدور بیمه‌نامه در تعدیل نرخ اتکایی خارجی تجلی می‌یابد.

۲-۲. مبانی نظری

پژوهش حاضر که به دنبال ارائه مبانی و روش برآورد اقتصادی در دو حوزه «ارزش‌گذاری مبتنی بر ریسک» و «ارزش در معرض خطر» به‌منظور تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی است، براساس مبانی نظری ارزش‌گذاری دارایی‌های نفت و گاز با تاکید بر ریسک پیگیری خواهد شد. بر این اساس، در این بخش ضمن تشریح مبانی نظری در حوزه‌های مورد اشاره و مطالعات تجربی صورت گرفته، وجوه نوآوری پژوهش مورد توجه قرار گرفته است.

۲-۲-۱. ارزش‌گذاری مبتنی بر ریسک

ارزش‌گذاری منابع نفت و گاز به فرآیند تحلیلی و تخصصی ارزیابی ارزش تجاری منابع موجود در میادین نفت و گاز اطلاق می‌شود. ابتدا ضروری است تا میان دو مفهوم «منابع نفت و گاز» و «ذخایر نفت و گاز» تفاوت قائل شد. منابع نفت و گاز در میادین به کل موجودی نفت یا گاز درجا گفته می‌شود که براساس اطلاعات زمین‌شناسی کشف شده است، اما مشخص نیست که چه میزان از این منابع را بتوان در طول زمان استخراج کرد. منابع نفت و گاز هنگامی به ذخایر تبدیل خواهند شد که بتوان تمام یا بخشی از آن را استخراج کرد. این ذخایر به سه گروه ذخایر اثبات شده، ذخایر محتمل و ذخایر ممکن طبقه‌بندی می‌شوند.

آنچه به عنوان منبع نفت و گاز به منظور ارزش‌گذاری مورد ارزیابی و سنجش قرار می‌گیرد در دو وضعیت قابل بررسی است؛ وضعیت اول، هنگامی است که میدان به مرحله توسعه و تولید رسیده و مالکان میدان یا صاحبان شرکت خریدار این منابع به دنبال حجمی از ذخایر اثبات شده هستند. وضعیت دوم، ارزش‌گذاری منابع نفت و گاز در شرایط اکتشاف منابع نفت و گاز است که روش برآورد و سنجش ارزش منبع هیدروکربنی متفاوت از وضعیت اول خواهد بود. با توجه به نااطمینانی‌های بسیار بالای زمین‌شناسی نسبت به وضعیت هیدروکربن در زیر زمین، اطلاعات از مقدار ذخایر طی زمان می‌تواند دستخوش تغییر شوند و در نتیجه ارزش‌گذاری منابع نفت و گاز باید رویکردی پویا داشته باشد. بنابراین، به‌طور معمول وضعیت اول ارزش‌گذاری از اطمینان و کاربرد بیشتری برخوردار است.

ارزش‌گذاری در وضعیت اول به طور مستقیم به ارزش نهایی هر آنچه به‌عنوان ذخایر هیدروکربنی درآینده استخراج خواهد شد، بستگی دارد. جریان نقدی برآورد شده باید با نرخ تنزیل مناسبی که با روش‌های مختلف قابل اندازه‌گیری است، تنزیل شود. بسیاری از شرکت‌ها یا صاحبان مخازن از روش‌هایی مانند روش میانگین موزون هزینه‌های سرمایه‌ای (CCAW)، نرخ تورم یا نرخ بهره بدون ریسک استفاده کرده‌اند. پس از برآورد و محاسبه جریان نقدی تنزیل شده، شرکت‌ها یا صاحبان مخزن باید در خصوص قیمت نفت یا گاز استحصال شده چانه‌زنی یا مذاکره کنند. این قیمت بیشتر متاثر از عوامل دیگری از جمله ریسک‌های سیاسی و امنیتی، توانایی تولید، نیاز به‌وجوه و منابع برای تامین مالی و دیگر عواملی است که قدرت طرفین معامله را در مذاکره تعیین می‌کنند.

در وضعیت دوم ارزش‌گذاری، جریان نقدی برآورد شده در مرحله اکتشاف به جریان نقدی مورد انتظار تبدیل می‌شود. این جریان نقدی از حاصل‌ضرب احتمال موفقیت دسترسی به ذخایر قابل استحصال در ارزش فعلی جریان نقدی حاصل می‌شود. این احتمال معمولا بین ۱۰ تا ۹۸ درصد است و اندازه آن به احتمال موفقیت زمین‌شناسی که احتمال دسترسی به منبع را تعیین می‌کند، وضعیت تخلخل سنگ مخزن، وضعیت مهاجرت هیدروکربن، نفوذپذیری و تجاری ماندن این منابع بستگی دارد. بنابراین، فرآیند ارزش‌گذاری منابع نفت و گاز با نوسانات غیرقابل پیش‌بینی در فرآیند توسعه و بهره‌برداری از میادین همراه است که آن را از نتایج مورد انتظار منحرف خواهد ساخت. به همین دلیل، پیچیدگی فرآیند ارزش‌گذاری تا حدی است که روش‌های متداول ارزش‌گذاری قادر به رفع این محدودیت‌ها نیستند (فریدزاد، ۱۳۹۶).

۲-۲-۲. ارزش در معرض خطر

چنانکه بیان شد وجود عدم اطمینان‌های ذاتی در فرآیند ارزش‌گذاری، ناشی از نوسانات و بی‌ثباتی‌های آتی و در شرایط فقدان جریان نقدی بدون ریسک در حوزه نفت و گاز، ریسک‌های متنوعی در این فضای نااطمینانی ذاتی، وجود خواهند داشت که به‌منظور پوشش ریسک و تعیین حق بیمه دارایی‌های نفت و گاز، نیازمند برآورد ارزش در معرض خطر دارایی‌های مذکور خواهیم بود.

مفهوم ارزش در معرض خطر به‌عنوان یک الگوی جدید سنجش ریسک، نخستین بار توسط بامول[1] در سال ۱۹۶۳ پیشنهاد شد (Alexander & Baptistab, 2002)، اما از اوایل، دهه ۱۹۹۰ به‌عنوان ابزاری برای اندازه‌گیری ریسک، کاربرد وسیعی یافت. کاربرد ارزش در معرض خطر در سال ۱۹۹۴ توسط استون[2] ارائه شد.

ارزش در معرض خطر، در حال حاضر به عنوان یکی از ابزارهای کلیدی و متداول در بحث مدیریت ریسک مطرح است. طبق تعریف، ارزش در معرض خطر بدترین زیان مورد انتظار را تحت شرایط عادی بازار و طی یک دوره زمانی مشخص و در یک سطح اطمینان معین اندازه می‌گیرد. ارزش در معرض خطر در واقع سنجش ریسک با نگاهی آینده‌نگر است (اصغرپور و رضازاده، ۱۳۹۴).

۲-۲. پیشینه پژوهش

بخش اصلی تعیین چهارچوب نظری پژوهش که بنیان شکل‌گیری روش‌شناسی پژوهش حاضر را رقم می‌زند بر پایه مطالعات دو حوزه ارزش‌گذاری و تعیین ارزش در معرض خطر استوار است. بر این اساس، در این بخش علاوه بر مرور مطالعات تجربی در این دو حوزه با تاکید بر مقالات پایه پژوهش، برخی تحقیقات مربوط به حوزه بیمه‌های نفت و گاز نیز به منظور ارائه تصویری کلی از مطالعات بیمه‌های انرژی که بیشتر معطوف به حوزه شناسایی و ارزیابی ریسک است، بررسی می‌شود تا وجوه نوآوری و تمایز پژوهش حاضر به‌طور دقیق تبیین شود. بنابراین، مطابق مفاد بیان شده، مطالعات تجربی در قالب طبقه‌بندی مختلف در جداول (۳)، (۴) و (۵) ارائه می‌شود.

1. Baumol, W.
2. Stone, W.

جدول ۳. مطالعات تجربی مرتبط با ارزش‌گذاری دارایی‌های نفتی

نویسندگان	موضوع
اسمیت و همکاران[1] (۱۹۸۸)	بسط نظریه اختیار مالی[2] از طریق توسعه روش ارزش‌گذاری خسارات دارایی‌های نفتی، مطالعه موردی دارایی‌های نفتی ساحلی[3]
اسمیت و تامپسون[4] (۲۰۰۹)	قاعده‌مندی منطقی و ارزش‌گذاری اختیار سرمایه‌گذاری‌های متوالی حوزه اکتشاف نفت
اکبری نصیری و کیمیاگری (۱۳۹۱)	ارائه روشی جهت تخمین پارامتر نوسان‌پذیری برای کاربرد در تئوری ارزش‌گذاری اختیارات واقعی (مطالعه موردی: پارس جنوبی)
فصیحی و همکاران (۱۳۹۰)	کاربرد الگوی ارزش در معرض ریسک در مدیریت سبد سرمایه‌گذاری فناورانه – مطالعه موردی در صنعت نفت ایران
جنتی‌پور و همکاران (۱۳۹۶)	ارزیابی اقتصادی پروژه‌های بالا دستی نفت و گاز با رویکرد اختیارات حقیقی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. مطالعات تجربی مرتبط با ارزش در معرض خطر

نویسندگان	موضوع
سیدیکو و مانیش[5] (۲۰۱۷)	استفاده از ارزش در معرض خطر شرطی برای برنامه‌ریزی میان مدت ناوگان تانکرهای نفت خام
واندر هورن و کناپ[6] (۲۰۱٤)	رویکرد ارزیابی ارزش در معرض خطر چند لایه برای صنعت کشتیرانی (که قریب ۵۰ درصد ارزش‌های قابل بیمه شدن ناوگان کشتیرانی جهان مربوط به تانکرهای نفت‌کش است).
ون هوا و همکاران[7] (۲۰۱۸)	ارزش در معرض خطر کاهش مورد انتظار سبد نفتی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1. Smith, J. L., et al.
2. Financial Option Theory
3. Methodology for the Valuation of Claims on Real State: an Offshore Petroleum Leases.
4. Smith, J. L. & Thompson, R.
5. Siddiqui, A. W. & Manish, W.
6. Vander Hoorn, S. Knapp, S.
7. Wenhua.Y., et al.

جدول ۵. مطالعات تجربی مرتبط با بیمه نفت و انرژی

نویسندگان	موضوع
درخشان (۱۳۸۹)	توسعه پوشش‌های بیمه‌ای در این صنایع در گرو تعامل عمیق‌تر و گسترده‌تر با صنعت بیمه است.
دقیقی اصل و همکاران (۱۳۹۱)	نقش پررنگ بیمه به‌عنوان یکی از ابزارهای مدیریت ریسک در این صنایع و امکان تاسیس شرکت تخصصی بیمه صنایع نفت، گاز و پتروشیمی
ساکی‌زاده (۱۳۹۲)	چالش‌های عدم تناسب صنعت نفت و گاز و بیمه در کشور
قاسمی و همکاران (۱۳۹٤)	تعیین بیمه‌پذیری ریسک‌ها در پالایشگاه‌های گاز با استفاده از روش حالات خطا و تجزیه و تحلیل اثرات آن
صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۵)	بررسی امکان‌سنجی اقتصادی سودآوری بیمه‌های مرتبط با چاه‌های نفت و گاز
حرمتی و رشیدی (۱۳۹٦)	عدم توانایی در تعیین نرخ حق بیمه در صنایع نفت و گاز به دلیل وجود حجم و تنوع زیاد ریسک‌های متعدد

ماخذ: یافته های پژوهش

عمده مطالعات صورت گرفته در حوزه بیمه‌های انرژی معطوف به ارزیابی ریسک بوده و تاکنون روش برآورد مالی- اقتصادی که بتواند ابعاد مختلف ریسک را در فرآیندهای ارزش‌گذاری و برآورد ارزش در معرض خطر در چهارچوب یک روش ساختار یافته لحاظ کند، انجام نشده است. تنها مطالعه صورت گرفته مربوط به فریدزاد و همکاران (۱۳۹۸) است که با استفاده از روش ارزش در معرض خطر پولی یک دارایی نفتی که می‌توان آن را معادل حق بیمه آن دارایی در نظر گرفت، روشی برای تعیین ارزش بیمه‌ای دارایی‌های نفتی ارائه کردند.

مطالعه حاضر برخلاف مطالعه یادشده تلاش می‌کند در قالب چهار روش با ویژگی‌های مختلف، نرخ و حق بیمه دارایی نفتی را به نحوی تعیین کند که روش پیشنهادی مطلوب در قالب مقایسه میان روش‌های پیشنهادی، تحلیل حساسیت نسبت به ریسک‌های در معرض خطر و در نهایت انتخاب دو رویکرد متفاوت در محاسبه ارزش قابل بیمه شدن مبتنی بر برآورد ارزش آتی ریسکی مطالعه متمایزی را ارائه کند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

بر اساس آنچه در مبانی نظری اشاره شد به منظور ارزش‌گذاری مبتنی بر ریسک که اصل بنیادی در حوزه دارایی‌های نفتی است به جای قیمت‌گذاری با استفاده از روش اسمیت[1] (۲۰۰۴) و برآورد ارزش در معرض خطر دارایی مورد اشاره با استفاده از روش کناپ و هیج[2] (۲۰۱۷)، مبتنی بر ارزش ریسکی، حق بیمه دارایی نفتی تعیین می‌شود. بر این اساس ابتدا روش ارزش‌گذاری و رویکرد VaR پولی به طور اجمالی تبیین شده و سپس روش پیشنهادی پژوهش ارائه می‌شود.

۳-۱. ارزش‌گذاری دارایی‌های نفتی

رابطه ارزش حال NPV برای مدل ارزش‌گذاری «ریسک اکتشاف و توسعه[3]» به شرح رابطه (۱) خواهد بود (Smit, 2004).

$$NPV = CF_0 + (1 - P_{DH}) \times \sum_{t=1}^{T} \frac{CF_t}{(1+i)^t} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، CF_0 هزینه حفاری، P_{DH} احتمال چاه ناموفق و {CF1, CF2, … ,CFr} جریان‌های پولی پیش‌بینی شده در صورت موفقیت چاه است. اگر ریسک شکست تنوع‌پذیر[4] باشد که در خصوص حفاری‌های انجام شده توسط شرکت‌های بزرگ به طور کامل واقعی است، این ریسک سهمی در حق بیمه صرف ریسک مربوط به دارایی موردنظر نخواهد داشت؛ به این معنی که نرخ تنزیل (i) متاثر از وجود یا میزان P_{DH} نخواهد بود.

---

1. Smit, J. L.
2. Knapp, S. & Heij, C.
3. Exploration and Development Risk
4. Diversifiable Risk

ریسک تنوع‌پذیر منبعی از یک عملکرد مالی غیرقابل پیش‌بینی است که از یک سرمایه به سرمایه‌ای دیگر به صورت تصادفی متفاوت بوده؛ از این رو، به جای تجمیع ریسک، میانگینی از ریسک را در سبد سرمایه‌ای ایجاد خواهد کرد. (Smit, 2004)

۳-۲. رویکرد VaR پولی

کناپ و هیج (۲۰۱۷) عنوان می‌کنند عوامل ریسک که عبارتند از متغیرهایی که عامل ایجاد خطر برای یک دارایی نفتی بوده و در محاسبه ارزش در معرض خطر بر اساس احتمال رخدادشان برآورد می‌شوند باید مشخص شوند.

برآورد VaR پولی بر اساس ارزش قابل بیمه صورت می‌گیرد که عبارت از هزینه جایگزینی یا ارزش نقدی واقعی یک دارایی فیزیکی است که بیمه‌نامه‌های استاندارد بیمه، آن را پوشش می‌دهد.

۳-۲-۱. نحوه برآورد VaR پولی

ارزش در معرض خطر با ترکیب دو احتمالی برآورد می‌شود که با مجموع ارزش‌های قابل بیمه شدن (TIV)[1] توصیف می‌شوند. به عنوان نمونه، اگر پنج گروه ریسک را به صورت $j(j=1,\ldots,5)$ نشان دهیم، Vj را مجموع ارزش قابل بیمه برای نوع ارزش j در نظر می‌گیریم. سپس TIV را به‌صورت مجموع پنج گروه تعریف می‌کنیم که به این ترتیب $TIV = \sum_{j=1}^{5} v_j$ است. علاوه بر این، P_{inc} را هم احتمال رویدادی در نظر می‌گیریم که ممکن است در طول یک سال رخ دهد. Pj نیز احتمال مشروط گروه خسارت j است که در ارتباط با رویدادی خاص رخ می‌دهد. سپس VaR پولی به‌ترتیب رابطه (۲) تعریف می‌شود.

$$MVR = P_{inc} \times \left(\sum_{j=1}^{5} P_j \times v_j\right) \qquad (۲)$$

نکته مهم اینکه ارزش قابل بیمه شدن (TIV) از روش اسمیت (۲۰۰۴) حاصل می‌شود. این روش را می‌توان برای ارزش‌گذاری کل دارایی و یا برای هر یک از بخش‌ها و اجزای آن به کار برد. در ادامه برای محاسبه نرخ و حق بیمه دارایی نفتی مورد نظر بر اساس مبانی نظری و روش پژوهش، چهار روش محاسبه به شرح زیر مورد بررسی قرار گرفته است که در نهایت روش پیشنهادی مطالعه حاضر مشخص خواهد شد.

1. Total Insurable Value

همان‌طور که اشاره شد، حق بیمه یک دارایی=ارزش دفتری یا قیمت دارایی* نرخ فنی؛ که عبارت است از احتمال وقوع خسارت.

پس برای تعیین حق بیمه دو بخش اصلی باید تعیین و برآورد شود؛ بخش اول که همان قیمت یا ارزش دارایی است در روش‌های مرسوم و متعارف شرکت‌های بیمه از ارزش دفتری و یا قیمت کارشناسی دارایی استفاده می‌شود و از اساس به مقوله ارزش‌گذاری ریسکی برای تعیین این جزء، اعتنایی نمی‌شود. بنابراین، اولین وجه نوآوری پژوهش حاضر، «تبدیل قیمت به ارزش ریسکی» است؛ به این معنی که براساس روش ارزش‌گذاری دارایی‌های نفتی اسمیت، «ارزش آتی دارایی نفتی» که معادل ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) است براساس ریسک‌های اعمال شده در رابطه ارزش حال اسمیت، تعیین می‌شود.

دومین وجه نوآوری پژوهش حاضر، به بخش دوم معادله مورد اشاره؛ یعنی برآورد نرخ یا همان احتمال وقوع خسارت برمی‌گردد که مبتنی بر رویکرد VaR پولی کناپ و هیج برآورد می‌شود. به این معنی که ارزش قابل بیمه شدن که قیمت دارایی نفتی با لحاظ ریسک‌های مواجه در طول یک سال (معادل قرارداد بیمه) است را در «اجزاء ریسک‌های» آن دارایی ضرب کرده و VaR پولی (مطابق رابطه (۲)) که معادل حق بیمه دارایی است، حاصل خواهد شد.

برای این منظور از دو رویکرد برای تبیین روش‌های چهارگانه استفاده شده که همگی بر مبنای روابط ارزش‌گذاری اسمیت و رویکرد VaR پولی کناپ و هیج است.

- رویکرد اول که شامل روش‌های اول و دوم است و بر اساس رابطه (۱)، فرض می‌کند ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) که معادل ارزش آتی ریسکی دارایی نفتی است از حاصل ضرب قیمت دارایی در ریسک‌های (مرسوم و ریسک فاجعه بار) در معرض خطر طی یک سال آتی (مدت بیمه‌نامه) برآورد می‌شود.
- رویکرد دوم که شامل روش‌های سوم و چهارم است و به‌جای روش‌های فوق، ارزش آتی دارایی نفتی را از طریق تبدیل نرخ تنزیل به نرخ آتی (انتقال $1+i$ به‌صورت کسر) به دست خواهد آمد. بنابراین، در رابطه (۱)، ارزش حال (NPV) به ارزش آتی و جریان وجوه نقد (CFt) به‌عنوان قیمت دارایی باز تعریف می‌شود.

روش اول: برآورد نرخ و حق بیمه بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه؛ بدون احتساب هزینه اولیه (هزینه حفاری یا نصب) CF_0

از آنجایی که برای تعیین حق بیمه بر اساس روش پیشنهادی، نیازمند ارزش قابل بیمه با لحاظ ریسک‌های مورد اشاره در روش‌شناسی این مطالعه است، لازم است ارزش آتی (FV)[1] دارایی نفتی برآورد شود که معادل همان ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) دارایی نفتی است؛ بنابراین، رابطه (۱) به شرح تعاریف زیر تغییر خواهد کرد:

- NPV: معادل ارزش دفتری یا قیمت تعیین شده توسط کارشناس رسمی یا مراجع رسمی قیمت‌گذاری است.

- CFt: از آنجا که بیمه‌گر برای یک سال شمسی متعهد به جبران خسارت می‌شود؛ بنابراین، t=1 بوده و در نتیجه CFt که معادل ارزش دارایی در سال بعد است، می‌تواند به‌عنوان ارزش آتی (FV) یا همان ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) دارایی نفتی در نظر گرفته شود.

- P_{DH}: احتمال وقوع ریسک‌های بزرگ که معادل خطرات فاجعه بار که منجر به خسارت کلی می‌شود در نظر گرفته شده است.

- i: حق بیمه ریسک که معادل احتمال وقوع ریسک‌های مرسوم و متداولی است که هر دارایی نفتی متناسب با شرایط خاص خود با آن مواجه است.

حال رابطه (۱) به‌صورت رابطه (۳) تغییر خواهد یافت.

$$NPV = (1 - P_{DH}) * \frac{FV}{(1 + i)} \qquad (۳)$$

$$FV = \frac{NPV}{\frac{(1-P_{DH})}{(1+i)}}$$

$$TIV = \frac{1 + i}{i - P_{DH}} * NPV$$

1. Future Value

ملاحظه می‌شود که ارزش دارایی مبتنی بر ریسک در پایان یک سال (معادل مدت قرارداد بیمه‌ای) برابر با قیمت یا ارزش برآورد شده توسط مراجع رسمی با احتساب دو نوع ریسک (P_{DH} و i) محاسبه می‌شود.

بنابراین، براساس روش پیشنهادی اول، ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) برای برآورد VaR پولی دارایی مورد اشاره، معادل مبلغ محاسبه شده FV است.

VaR پولی نیز به‌صورت رابطه (۴) محاسبه می‌شود.

$$MVR = P_{inc} * \sum_{i=1}^{5} P_i * V_i \qquad (۴)$$

$$MVR = P_{inc} * V \sum_{i=1}^{5} P_i$$

در رابطه (۴)، V همان TIV است که معادل FV محاسبه شده براساس رابطه (۳) است. اگر فرض کنیم یک دارایی نفتی در معرض ۵ خطر اصلی قرار دارد، آنگاه با توجه به مقدار ثابت V در رابطه (۴)، فقط احتمال خطرات P_i متفاوت خواهد بود. به‌منظور ساده‌سازی نیز P_{inc} را هم معادل P_{DH} رابطه (۱) در نظر می‌گیریم.

نحوه محاسبه VaR پولی برای سایر روش‌ها نیز یکسان است و بنابراین از ارائه مجدد روش بیان شده برای روش‌های دوم، سوم و چهارم صرف نظر می‌شود.

روش دوم: برآورد نرخ و حق بیمه بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه؛ با احتساب هزینه اولیه (هزینه حفاری یا نصب) CF_0

با احتساب هزینه اولیه (هزینه حفاری یا نصب) CF_0، رابطه (۱) به شرح تعاریف زیر تغییر خواهد کرد:

- NPV: معادل ارزش دفتری یا قیمت تعیین شده توسط کارشناس رسمی یا مراجع رسمی قیمت‌گذاری است.

- CFt: از آنجا که بیمه‌گر برای یک سال شمسی متعهد به جبران خسارت می‌شود؛ از این رو، t=1 بوده و در نتیجه CFt که معادل ارزش دارایی در سال بعد است، می‌تواند به‌عنوان ارزش آتی (FV) یا همان ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) دارایی نفتی در نظر گرفته

شود. همچنین با احتساب موضوع بیمه‌نامه (پوشش خطر نصب و راه‌اندازی)، می‌توان CF_0 را نیز هم ارز CFt در دوره بیمه‌نامه (یک سال) لحاظ کرد.

- P_{DH}: احتمال وقوع ریسک‌های بزرگ که معادل خطرات فاجعه بار که منجر به خسارت کلی می‌شود در نظر گرفته شده است.

- i: حق بیمه ریسک که معادل احتمال وقوع ریسک‌های مرسوم و متداولی است که هر دارایی نفتی متناسب با شرایط خاص خود با آن مواجه است.

حال رابطه (۱) به‌صورت رابطه (۵) تغییر خواهد یافت.

$$NPV = FV + (1 - P_{DH}) * \frac{FV}{(1+i)} \qquad (۵)$$

$$TIV = \frac{1+i}{2+i-P_{DH}} * NPV$$

ملاحظه می‌شود که ارزش دارایی مبتنی بر ریسک در پایان یک سال (معادل مدت قرارداد بیمه‌ای) برابر با قیمت یا ارزش برآورد شده توسط مراجع رسمی با احتساب دو نوع ریسک (P_{DH} و i) محاسبه می‌شود. VaR پولی به شکل ارائه شده در روش اول محاسبه می‌شود.

روش سوم: برآورد نرخ و حق بیمه با نرخ تنزیل ارزش آتی و بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه؛ با احتساب هزینه اولیه (هزینه حفاری یا نصب) CF_0

اگر رابطه (۱) را بر اساس روش برآورد ارزش آتی تغییر دهیم آنگاه رابطه (۱) به شرح تعاریف زیر تغییر خواهد کرد:

- NPV: در رابطه (۱) جای خود را به ارزش آتی (FV) یا همان ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) دارایی نفتی خواهد داد.

- $CFt= CF_0$: معادل NPV ارزش دفتری یا قیمت تعیین شده توسط کارشناس رسمی یا مراجع رسمی قیمت‌گذاری است.

- P_{DH}: احتمال وقوع ریسک‌های بزرگ که معادل خطرات فاجعه بار که منجر به خسارت کلی می‌شود در نظر گرفته شده است.
- i: حق بیمه ریسک که معادل احتمال وقوع ریسک‌های مرسوم و متداولی است که هر دارایی نفتی متناسب با شرایط خاص خود با آن مواجه است.

حال رابطه (۱) به‌صورت رابطه (۶) تغییر خواهد یافت.

$$FV = NPV + (1 - P_{DH}) * NPV * (1 + i) \quad (۶)$$

$$TIV = NPV(1 + (1 - P_{DH}) * (1 + i))$$

ملاحظه می‌شود که برای برآورد ارزش آتی رابطه (۱) با تغییر جایگاهNPV به سمت راست معادله و جایگزینی آن با CFt و CF_0 و قرار دادن $(1 + i)$ در صورت کسر و در نتیجه برآورد ارزش دارایی مبتنی بر ریسک در پایان یک سال (معادل مدت قرارداد بیمه‌ای) در سمت راست معادله با احتساب دو نوع ریسک (P_{DH} و i) صورت می‌گیرد. VaR پولی به سیاق روش اول محاسبه می‌شود.

روش چهارم: برآورد نرخ و حق بیمه با نرخ تنزیل ارزش آتی و بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه؛ بدون احتساب هزینه اولیه (هزینه حفاری یا نصب) CF_0

بدون احتساب CF_0 و بر اساس روش ارزش آتی رابطه (۱) به شرح تعاریف زیر تغییر خواهد کرد:

- NPV: در رابطه (۱) جای خود را به ارزش آتی (FV) یا همان ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) دارایی نفتی خواهد داد.
- CFt: معادل NPV ارزش دفتری یا قیمت تعیین شده توسط کارشناس رسمی یا مراجع رسمی قیمت‌گذاری است.
- P_{DH}: احتمال وقوع ریسک‌های بزرگ که معادل خطرات فاجعه بار که منجر به خسارت کلی می‌شود در نظر گرفته شده است.

- i: حق بیمه ریسک که معادل احتمال وقوع ریسک‌های مرسوم و متداولی است که هر دارایی نفتی متناسب با شرایط خاص خود با آن مواجه است.

حال رابطه (۱) به‌صورت رابطه (۷) تغییر خواهد یافت.

$$FV = NPV + (1 - P_{DH}) * (1 + i) \quad (۷)$$

$$TIV = NPV + (1 - P_{DH}) * (1 + i)$$

ملاحظه می‌شود که برای برآورد ارزش آتی رابطه با تغییر جایگاه NPV به سمت راست معادله و جایگزینی آن با CFt و قرار دادن $(1 + i)$ در صورت کسر و در نتیجه برآورد ارزش دارایی مبتنی بر ریسک در پایان یک سال (معادل مدت قرارداد بیمه‌ای) در سمت راست معادله با احتساب دو نوع ریسک (P_{DH} و i) صورت می‌گیرد. VaR پولی به شکل همان روش اول محاسبه می‌شود.

٤. تجزیه و تحلیل نتایج: بررسی یک نمونه دارایی نفتی

پژوهش حاضر که بر پایه تبیین مبانی نظری و یک روش کاربردی در حوزه تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی بنیان گذاشته، تلاش کرده است تا در مقابل روش مرسوم در تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی، روش جایگزین دیگری را در شرایط فقدان داده‌ها و اطلاعات لازم و کافی برای احصاء احتمال وقوع خسارت با استفاده از ظرفیت کارشناسی داخلی، نرخ و حق بیمه دارایی نفتی را برآورد و تعیین کند. بر این اساس، ابتدا روش گردآوری داده‌های مربوط به ریسک‌های مرسوم و متعارف و ریسک‌های فاجعه بار که در چهار روش مورد اشاره در بخش روش‌شناسی پژوهش مشخص شده‌اند با استناد به نظر خبرگان و با استفاده از روش دلفی ارائه می‌شود. پس از آن برای آزمون روش‌های پیشنهادی مطالعه حاضر از یک نمونه بیمه شده از دارایی‌های نفتی در یکی از شرکت‌های بیمه ایرانی معرفی شده است. در نهایت محاسبات براساس روش‌های چهارگانه برای برآورد ارزش مبتنی بر ریسک دارایی نفتی نمونه؛ یعنی دکل حفاری نفتی مورد محاسبه قرار گرفته است و پس از آن با توجه به نوع و میزان خطرات اصلی تهدیدکننده دارایی مورد اشاره، VaR پولی که معادل حق بیمه دارایی نفتی است، تعیین می‌شود. علاوه بر این، برای تعیین میزان

حساسیت حق بیمه‌های برآورد شده مطابق روش‌های پیشنهادی پژوهش به تغییر در ریسک‌های مرسوم و فاجعه بار در پایان هر روش، تحلیل حساسیت مبتنی بر دامنه تغییرات هریک از ریسک‌ها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در پایان مقایسه بین روش‌های پیشنهادی صورت گرفته و روش برتر انتخاب می‌شود.

٤-١. دکل حفاری یکی از شرکت‌های زیرمجموعه صنعت نفت

در این مطالعه از اطلاعات مربوط به بیمه‌نامه یکی از دکل‌های حفاری در صنعت نفت به شرح زیر استفاده شده است.

جدول ٦. اطلاعات یک دستگاه دکل حفاری در شرکت‌های نفتی ایران

ارزش دکل حفاری (ریال)	نرخ حق بیمه اتکایی	نرخ حق بیمه بازاری	مبلغ حق بیمه (ریال)	دوره بیمه‌نامه
۱/۲۱۰/۰۰۰/۰۰۰/۰۰۰	۰/۰۰٤	۰/۰۰۲۸	۳/۳۸۸/۰۰۰/۰۰۰	یکسال شمسی

– ارزش دکل بر اساس برآورد اعلامی بیمه‌گزار است.

– نرخ اتکایی که همان نرخ فنی است از شرکت‌های اتکایی معتبر بین‌المللی اخذ شده است.[1]

– نرخ بازاری بر اساس شرایط رقابتی بازار توسط شرکت بیمه تعدیل شده است.

ماخذ: بیمه‌نامه صادره

نرخ حق بیمه در نمونه ارائه شده، معادل احتمال خطر و مبلغ حق بیمه در حقیقت میزان ریالی ارزش در معرض خطر دارایی یاد شده است. از این رو، اطلاعات بیمه‌نامه مورد اشاره برای ارزیابی روش پیشنهادی مقاله جهت برآورد VaR پولی یک دارایی نفتی، مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

از آنجایی که تعداد نمونه‌های خسارت دیده در کشور بسیار معدود است؛ از این رو، به‌منظور برآورد نرخ حق بیمه از طریق روش‌های پیشنهادی، لازم است تا با بهره‌گیری از نقطه نظرات خبرگان که براساس بررسی‌های آماری، فنی و کارشناسی دانش انباشت شده حاصل شده، نوع و درجه اهمیت ریسک‌های مدنظر در روابط مورد اشاره در بخش

---

۱. به دلیل تحریم و فرسودگی دکل‌ها، نرخ استعلام شده از بیمه مرکزی به سمت درصد بالاتری شیفت پیدا کرده است، اما این را مدنظر باید قرار داد که در بازار غیرحرفه‌ای حاکم در حال حاضر نیز دکل‌های بسیار فرسوده با نرخ ۱/۸ در هزار صادر می‌شوند.

روش‌شناسی تحقیق، مشخص شود. برای این منظور نسبت به احصای ریسک‌های نصب و راه‌اندازی دکل حفاری در خشکی و میزان اهمیت هر یک از آن‌ها در قالب ۵ ریسک اصلی در مرحله بهره‌برداری اقدام شد. بر این اساس، ۵ ریسک اصلی که مربوط به فوران چاه و ناشی از خطای انسانی است و درصد اهمیت و یا به عبارتی احتمال وقوع بالاتری دارند و دکل را در زمان حفاری تهدید می‌کنند به شرح جدول (۷) زیر احصاء شد.

جدول ۷. ریسک‌های اصلی دارایی نفتی منتخب بیمه شده

عنوان خطر یا ریسک		درصد اهمیت
فوران چاه: مهم‌ترین علت فوران چاه، خطای انسانی است که شامل موارد پنج‌گانه مندرج است:	۱- مهندس سیالات (ترکیبات گل حفاری)	۲۰
	۲- مهندس زمین‌شناسی	۵
	۳- مهندس حفاری	۲۰
	٤- سر حفار	۲۰
	۵- تکنیسین‌ها و مکانیک‌های حفاری	۱۵

٤-۲. تحلیل نتایج تجربی

در این قسمت نرخ و حق بیمه دارایی نفتی منتخب بیمه شده بر اساس چهار روش پیشنهادی و براساس نظر خبرگان در خصوص احتمال وقوع خسارت برای هریک از اجزای دکل حفاری (P_i) و نیز خسارت‌های مرسوم (i) و فاجعه بار ($P_{inc} = P_{DH}$) برآورد می‌شود. بنابراین، به استثنای $\sum_{i=1}^{5} P_i$ که در همه الگوهای چهارگانه یکسان است و از جدول (۷) حاصل می‌شود، سایر احتمالات احصاء شده از نظر خبرگان، متناسب با هر روش متفاوت ارزیابی شده است، چراکه بر اساس نظر خبرگان برای برآورد احتمال خسارت‌های مختلف باید متناسب با نوع رابطه مورد بررسی تصمیم گرفت. با توجه به اینکه حجم محاسبات صورت گرفته برای روش‌های چهارگانه بسیار زیاد بوده و قابلیت ارائه در یک مقاله را ندارد، از این رو، فقط الگوی روش پیشنهادی سوم و جدول نتایج مقایسه‌ای ارائه می‌شود.

روش‌های سوم و چهارم علاوه بر اختلاف ماهوی در شیوه برآورد ارزش آتی در برآورد ریسک‌های مورد نظر نیز با دو روش اول و دوم تفاوت معناداری دارند. به این معنی که احتمال وقوع خسارت (مرسوم و فاجعه بار) برای برآورد ارزش آتی در دو روش اول و دوم کم می‌شد (ناشی از تقسیم ریسک‌های مورد اشاره) درحالی‌که در روش‌های

سوم و چهارم، ریسک‌ها در هم ضرب می‌شوند. از این رو، با فرض یکسان بودن ریسک‌های پنج‌گانه اجزای دکل حفاری، احتمال وقوع خسارت‌های مرسوم و فاجعه بار به گونه‌ای تعدیل می‌شود که به نرخ‌های حق بیمه برآورد شده در روش‌های اول و دوم نزدیک شود. به عبارت بهتر، در روش‌های سوم و چهارم به دنبال تعیین (i) و (P_{DH}) مبتنی بر روش متفاوت برآورد ارزش آتی و به تبع آن VaR پولی هستیم.

برای این منظور در روش سوم برای محاسبه ارزش آتی دکل حفاری برای یک سال شمسی دو احتمال خسارت: مرسوم (i) و فاجعه بار (P_{DH}) به گونه‌ای تعیین شده‌اند که نرخ حق بیمه به روش دوم تقریب پیدا کند. نتایج به شرح جدول (۸) است.

جدول ۸. ارزش آتی دکل حفاری نفتی - روش سوم

عنوان	مقدار- ریال
NPV	۱/۲۱۰/۰۰۰/۰۰۰/۰۰۰
P_{DH}	۰/۰۰۲۲
i	۰/۰۰۳
FV	۲/٤۲۰/۹٦۰/۰۱٤/۰۰۰

ارزش حال (NPV) عبارت است از قیمت دکل حفاری نفتی که معادل ارزش دفتری آن یا قیمت تعیین شده توسط کارشناس رسمی است. ریسک مرسوم (i) و ریسک فاجعه‌بار (P_{DH}) بر اساس نظر خبرگان که حاصل دانش تجربی انباشته شده ایشان است، تعیین شده است؛ بنابراین، بر اساس رابطه (۱)، ارزش آتی ریسکی (FV)، برآورد می‌شود. بر این اساس VaR پولی بر اساس ارزش آتی ریسکی (FV) که معادل ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) است، بر اساس رابطه (۲) برای دکل حفاری مورد بیمه به صورت نتایج مندرج در جدول (۹) خواهد بود.

جدول ۹. VaR پولی دکل حفاری نفتی- روش سوم

عنوان	مقدار- ریال
FV=TIV	۲/٤۲۰/۹٦۰/۰۱٤/۰۰۰
P_{inc}	۰/۰۰۲۲
P_i	۰/۸=۰/۰+۲/۰+۰۵/۰+۱۵/۰+۲/۲
MVR	٤/۲٦۰/۸۸۹/٦۲۵

ریسک فاجعه‌بار (P_{inc}) و ریسک‌های پنج‌گانه تجزیه شده دکل حفاری نفتی بر اساس نظر خبرگان تعیین می‌شود که مبنای برآورد VaR پولی خواهد بود.

حال مقادیر حق بیمه و نرخ محاسبه شده مبتنی بر روش سوم که بر اساس VaR پولی، برآورد شده را با مقادیر حق بیمه برای هر دو حالت؛ اتکایی و بازاری به شرح جدول (۱۰) با هم مقایسه می‌کنیم. «نرخ حق بیمه» از تقسیم «حق بیمه» که در روش‌های پیشنهادی برابر با «VaR پولی» است بر «قیمت دکل حفاری نفتی» به دست می‌آید.

جدول ۱۰. مقایسه مقادیر حق بیمه مبتنی بر روش سوم و بر اساس VaR پولی برآورد شده (ارقام به ریال)

	روش پیشنهادی	اتکایی	بازاری
حق بیمه	٤/۲٦۰/۸۸۹/٦۲۵	٤/۸٤۰/۰۰۰/۰۰۰	۳/۳۳۸/۰۰۰/۰۰۰
میزان انحراف از حق بیمه	-	-۵۷۹/۱۱۰/۳۷۵	۸۷۲/۸۸۹/٦۲۵
نرخ حق بیمه	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰٤	۰/۰۰۲۸
میزان انحراف از نرخ حق بیمه	-	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۷

ملاحظه می‌شود که با تغییر روش برآورد ارزش آتی و با لحاظ نظر خبرگان در برآورد ریسک‌های اجزای دکل حفاری با معادل‌سازی تقریبی نرخ حق بیمه، می‌توان احتمال وقوع خسارت‌های مرسوم (i) و فاجعه بار (P_{DH}) را در این روش تعیین کرد.

٤-۳. تحلیل حساسیت

با تغییر بیش و کمتر از ۱۰ درصد هر یک از احتمالات، بررسی می‌کنیم که نرخ حق بیمه به چه میزان تغییر خواهد کرد. جدول (۱۱) این تغییرات را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. تحلیل حساسیت برای نرخ حق بیمه در روش سوم با تغییر بیش و کمتر از ۱۰ درصد ریسک‌ها

ریسک	نرخ حق بیمه با ۱۰ درصد افزایش	نرخ حق بیمه با ۱۰ درصد کاهش	دامنه تغییرات	نرخ حق بیمه روش سوم
i	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۵	۰	۰/۰۰۳۵
P_{DH}	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۳۵	۰	
P_{inc}	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۰۷	

ملاحظه می‌شود ریسک مرسوم (i) و ریسک فاجعه‌بار (P_{DH}) که در رابطه اصلی اسمیت بر ارزش آتی ریسکی که همان ارزش کل قابل بیمه شدن تاثیر می‌گذارد در روش سوم نیز هیچ گونه تغییری به دنبال ندارد، اما دامنه تغییر در ریسک فاجعه‌بار (P_{inc})، معنادار است. در ادامه نتایج مقایسه‌ای روش‌های چهارگانه را به شرح جدول (۱۲) ارائه می‌شود.

جدول ۱۲. مقایسه مقادیر نرخ و حق بیمه روش‌های چهارگانه و بر اساس نرخ و حق بیمه اتکایی و بازاری

روش پیشنهادی	حق بیمه- ریال	نرخ حق بیمه	اتکایی	بازاری
روش اول	٤/٨٠٨/٨٨٠/٨٥٢	۰/۰۰۳۹۷	نرخ حق بیمه ۰/۰۰٤	نرخ حق بیمه ۰/۰۰۲۸
روش دوم	٤/١٢٨/٥٦٥/٨٩٩	۰/۰۰۳٤		
روش سوم	٤/٢٦٠/٨٨٩/٦٢٥	۰/۰۰۳۵	حق بیمه ٤/٨٤٠/۰۰۰/۰۰۰	حق بیمه ۳/۳۸۸/۰۰۰/۰۰۰
روش چهارم	٤/٨٣٠/٢٤٧/٤۰۰	۰/۰۰٤		

ملاحظه می‌شود که در بین روش‌های چهارگانه، زوج‌های: روش «اول و چهارم» و روش «دوم و سوم» قرابت معناداری با هم دارند. با دقت در ساختار و رویکرد زوج‌های مورد اشاره که به تفصیل در روش‌شناسی پژوهش ارائه شد، می‌توان نتیجه گرفت که:

- روش‌های دوم و سوم که کامل‌ترین روش‌ها در برآورد ارزش ریسکی (رابطه اسمیت) برای محاسبه ارزش کل قابل بیمه شدن هستند، نرخ و حق بیمه قریب به واقعیت که حد فاصل نرخ اتکایی و نرخ بازاری است را برآورد کرده‌اند.
- از آنجا که تمامی ریسک‌ها در برآورد ارزش کل قابل بیمه شدن و VaR پولی براساس نظر خبره تعیین شده است؛ از این رو، نرخ بهینه برای روش‌های پیشنهادی باید در طیف

نرخ اتکایی و نرخ بازاری قرار بگیرد؛ بنابراین، روش‌های دوم و سوم نسبت به سایر روش‌ها در رتبه بالاتری قرار می‌گیرند.

- وجه تمایز روش دوم و سوم در رویکرد انتخاب آن‌ها است که در بخش روش‌شناسی به آن اشاره شد. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه در روش دوم، ارزش آتی جایگزین جریان وجوه نقد در رابطه اسمیت می‌شود و پس از آن، رابطه مورد اشاره به گونه‌ای بازتعریف می‌شود که ارزش آتی تابعی از ریسک تعدیل شده می‌شود درحالی که روش سوم از ابتدا بر اساس ارزش آتی تنظیم شده و در نتیجه ارزش حال در رابطه اسمیت جایگزین جریان وجوه نقد می‌شود و در نتیجه ارزش آتی، تابعی از هم‌افزایی ریسک‌ها خواهد شد. بنابراین، روش دوم از منظر مفهوم ارزش آتی در بیمه به واقعیت نظری و اجرایی نزدیک‌تر از روش سوم است؛ از این رو، می‌توان روش دوم را به‌عنوان روش منتخب پژوهش انتخاب کرد.

- مهم‌ترین نکته در تحلیل حساسیت ریسک‌های (با تغییر دامنه بیش و کمتر از ۱۰ درصد هر یک از ریسک‌ها)، تغییر معنادار و یکسان ریسک فاجعه‌بار (P_{inc}) است که بیشترین حساسیت را نسبت به تغییر نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، می‌توان گفت تغییر ریسک‌های ارزش‌گذاری در رابطه اسمیت (ریسک مرسوم (i) و ریسک فاجعه‌بار (P_{DH}) مبتنی بر روش‌های پیشنهادی پژوهش، حساسیتی را در تعیین حق بیمه دارایی ایجاد نمی‌کند و فقط ریسک فاجعه‌بار (P_{inc}) که به‌طور مستقیم بر VaR پولی اثر دارد، حساسیت نشان می‌دهد.

٤-٤. ویژگی‌های مطلوب روش پیشنهادی پژوهش

براساس یافته‌ها می‌توان چند ویژگی متمایز و برجسته روش پیشنهادی پژوهش را برشمرد که در سایر روش‌ها و رویه‌های قبلی تعیین حق بیمه لحاظ نشده بود:

- تعیین ارزش مبتنی بر ریسک به‌جای قیمت‌گذاری و یا حتی ارزش‌گذاری‌های مرسوم: روش‌های مرسوم و حتی روش‌هایی که ارزش در معرض خطر را برای تعیین حق بیمه برآورد می‌کنند، نسبت به تعیین ارزش آتی مبتنی بر ریسک که در این پژوهش از رابطه اسمیت (۲۰۰۴) استخراج شد و هیچ‌گونه روش جایگزینی وجود ندارد.

- تجزیه ریسک یک دارایی نفتی به جای برآورد احتمال کلی آن: به‌طور متعارف کارشناسان ارزیاب ریسک نسبت به تجزیه و تحلیل ریسک‌های متعدد اجزای یک دارایی نفتی اقدام کرده و برآیند احتمال خطر را در تعیین نرخ حق بیمه لحاظ می‌کنند، اما هیچ روش نظام‌مندی برای تعیین و احصای ریسک‌های اصلی یک دارایی و برآورد احتمال وقوع آن و در نهایت تعیین VaR پولی ناشی از تجزیه ریسک‌های اصلی و از همه مهم‌تر لحاظ یک ریسک فاجعه‌بار در برآورد نرخ حق بیمه وجود ندارد. در روش پیشنهادی پژوهش با بهره‌مندی نظری و روش‌شناسانه از رابطه کناپ و هیج (۲۰۱۲ و ۲۰۱۷)، حق بیمه با استفاده از تجزیه ریسک و لحاظ ریسک فاجعه‌بار تعیین شد.
- تحلیل حساسیت نشان داد که روش پیشنهادی پژوهش نسبت به تغییر در احتمال وقوع خسارت در بازه مثبت و منفی ۱۰ درصد، واکنش و تغییر زیادی نشان نمی‌دهد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با توجه به ویژگی‌های و جایگاه صنعت نفت و گاز و پتروشیمی در پهنه اقتصاد جهانی به حجم تعاملات گسترده این صنعت در ابعاد مختلف و سایر بخش‌های اقتصاد به‌ویژه حوزه بیمه اشاره شد، چراکه بخش عمده‌ای از ریسک‌های این صنعت می‌تواند در قالب بیمه‌نامه‌های انرژی در صنعت بیمه، مورد ارزیابی و پوشش قرار گیرد. این مهم می‌تواند توسعه معناداری برای هر دو صنعت و به‌ویژه صنعت بیمه به همراه داشته باشد. بنابراین، اهمیت و ضرورت پژوهش حاضر هم از منظر کاهش مخاطرات صنعت نفت و هم از منظر توسعه ظرفیت‌های صنعت بیمه، انکارناپذیر و ترغیب‌کننده است.

با مروری بر اصول و مبانی بیمه‌های نفت و گاز و پتروشیمی، مشخص شد که ساختار حاکم بر تعیین حق بیمه‌های مورد اشاره در کشور ایران مبتنی بر نرخ‌های اتکایی خارجی و قیمت‌گذاری دفتری و نه ارزش‌گذاری مبتنی بر ریسک است و کارشناسان بیمه، شرایط فنی و بازاری مورد نظر خود را تنها در تعدیل نرخ فنی اتکایی اعمال می‌کنند. بر این اساس، مبانی نظری پژوهش که بیشتر معطوف به ارزش‌گذاری دارایی‌های نفتی مبتنی بر ریسک ذاتی این نوع دارایی‌ها است و VaR پولی که ریشه در تنوع و پیچیدگی‌های ذاتی ریسک‌های این نوع دارایی‌ها دارد به تفصیل مورد بررسی قرا گرفت. بدیهی است بدون

در نظر گرفتن این دو جنبه مهم و بنیادی، نمی‌توان درک عمیق و دقیقی از انتخاب روش مناسب و قریب به واقعیت برای تعیین حق بیمه دارایی‌های نفتی داشت.

روش‌شناسی پژوهش که وجه تمایز و نوآوری پژوهش حاضر است، بر اساس دو رابطه اصلی حاصل از مبانی به گونه‌ای حاصل شد که بر اساس آن چهار روش برای تعیین VaR پولی که معادل حق بیمه دارایی نفتی است، استخراج شد. رابطه مهم اول بر اساس ارزش‌گذاری ریسکی دارایی‌های نفتی بود که از مطالعه پایه اسمیت (۲۰۰۴) به دست آمد؛ به‌طوری‌که رابطه اسمیت مبنی بر تعیین ارزش حال دارایی نفتی، ناشی از جریان وجوه نقد که متاثر از یک ریسک فاجعه‌آمیز (P_{DH}) و یک ریسک تنزیل (i) که در ادبیات بیمه به‌عنوان ریسک مرسوم ترجمان شد، پایه برآورد ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) قرار گرفت. رابطه اصلی دوم که بر اساس رویکرد VaR پولی کناپ و هیج (۲۰۱۲ و ۲۰۱۷) حاصل شد، ارزش کل قابل بیمه شدن (TIV) به دست آمده از رابطه اول (اسمیت) را با لحاظ دو نوع ریسک، تعیین کرد. ریسک‌های رابطه دوم شامل: ریسک فاجعه‌آمیز ($\mathbf{P_{inc}}$) که می‌توان معادل ریسک متناظر در رابطه اول در نظر گرفت و ریسک‌های اجزای دارایی نفتی که منبعث از رویکرد کناپ و هیج (۲۰۱۲ و ۲۰۱۷) به تجزیه تنوع و پیچیدگی ریسک‌های متعدد یک دارایی است که می‌توان در قالب ریسک‌های اصلی که از حیث نوع و میزان تکرار خطر، اولویت بالایی دارند، طبقه‌بندی کرد.

نتایج تحقیق بیانگر این نکته است که روش‌های پیشنهادی برای تعیین حق بیمه دارایی نفتی می‌تواند وجوه علمی، فنی و عملیاتی این مهم را که در جریان امور بیمه‌ای شرکت‌های بیمه مرسوم است را نظام‌مند، علمی و ساختار یافته کند.

بر اساس یافته‌های پژوهش، در بین روش‌های پیشنهادی از منظر ساختار و رویکرد انتخاب شده، روش دوم به‌عنوان روش منتخب مشخص شد. وجوه کاربردی روش پیشنهادی پژوهش، یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های این مطالعه است که مبتنی بر واقعیات و شرایط محیطی و بازاری، می‌توان بر اساس روش پیشنهادی پژوهش، نسبت به تعیین نرخ حق بیمه معادل مراجع بین‌المللی اقدام کرد. بنابراین، روش پیشنهادی پژوهش بر این اساس، این امکان را برای کارشناسان بیمه‌ای و مهندسی نفت فراهم می‌آورد که با بهره‌مندی از دانش تجربی انباشته شده و دانش فنی علمی ایشان در بستر روش پیشنهادی

پژوهش، بتوانند نرخ برتر بیمه را برای یک پروژه نفتی مبتنی بر گستره ریسک‌های شناسایی شده محاسبه کنند.

با توجه به مبنای روش‌شناسی پژوهش، زمینه لازم برای توسعه روش پیشنهادی در دو حوزه وجود دارد؛ اول، بررسی و به‌کارگیری الگوهای متنوع ارزش‌گذاری در چهارچوب روش پیشنهادی پژوهش و دوم، مدل‌سازی ریسک که در تعیین و برآورد VaR پولی فضای تحقیقی گسترده‌ای را ایجاد خواهد کرد تا بر اساس آن دانش علمی و کارآمدی برای برآورد نرخ حق بیمه به دست آید. بر این اساس، تحقیقات آتی می‌تواند ظرفیت‌های متنوعی را هم در بهبود روش‌های مرسوم و هم تنوع در طراحی و تهیه محصولات و پوشش‌های بیمه‌ای ایجاد کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Ali Faridzad http://orcid.org/ 0000-0002-1777-709X
Shamsi Ghasemi http://orcid.org/0009-0007-7618-9865
Mehdi Ahrari http://orcid.org/0009-0001-3259-6190

منابع

اصغر پور، حسین، رضازاده، علی. (۱۳۹۴). تعیین سبد بهینه سهام با استفاده از روش ارزش در معرض خطر، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۴)، ۹۳-۱۱۸.

اکبری نصیری، مریم و کیمیاگری، علی محمد. (۱۳۹۱). ارائه روشی جهت تخمین پارامتر نوسان‌پذیری برای کاربرد درتئوری ارزش‌گذاری اختیارات واقعی (مطالعه موردی- پارس جنوبی). *نشریه بین‌المللی مهندسی صنایع و مدیریت تولید*، ۱(۲۳)، ۱۱۰-۱۱۹.

جنتی‌پور، میثم، دهقانی، تورج، حاجی یخچالی، سیامک. (۱۳۹۶). ارزیابی اقتصادی پروژه‌های بالادستی نفت و گاز با رویکرد اختیارات حقیقی (به همراه مطالعه موردی)، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۳(۵۴)، ۳۳-۶۲.

حرمتی، علی، رشیدی، آیدین. (۱۳۹۶). شناسایی و ارزیابی ریسک‌های مهندسی پروژه‌های صنعت نفت و گاز، *بیست و چهارمین همایش ملی بیمه و توسعه*، پژوهشکده بیمه، بیمه مرکزی.

درخشان، مسعود. (۱۳۸۹). توسعه پوشش‌های بیمه ای در صنایع نفت و گاز و پتروشیمی، *هفدهمین همایش ملی و سومین سمینار بین‌المللی بیمه و توسعه*، پژوهشکده بیمه، بیمه مرکزی.

دقیقی اصل، علی رضا، دامنکشیده، مرجان، نوروزی، شیما. (۱۳۹۱). امکان‌سنجی اقتصادی تاسیس شرکت تخصصی بیمه صنایع نفت، گازو پتروشیمی در ایران، *پژوهشنامه بیمه*، ۲۷(۲)، ۱۳۵-۱۵۸.

ساکی‌زاده، مجتبی. (۱۳۹۲). لزوم تعامل موثرتر بیمه با صنعت نفت وگاز، *ماهنامه علمی-ترویجی اکتشاف و تولید نفت وگاز*، شماره ۱۰۴، ۲۷-۳۰.

صادقی شاهدانی، مهدی، عسگری، محمد مهدی، ایمانی، مقصود، ملکی‌نژاد، امیر. (۱۳۹۵). بررسی امکان‌سنجی اقتصادی سودآوری بیمه‌های مرتبط با چاه‌های نفت وگاز، رساله دکتری مدیریت قراردادهای بین‌المللی نفت وگاز دانشگاه امام صادق (ع).

عسگری، محمد مهدی، صادقی شاهدانی، مهدی، سیفلو، سجاد. (۱۳۹۵). شناسایی و اولویت‌بندی ریسک‌های پروژه‌های بالادستی نفت وگاز در ایران با استفاده از قالب ساختار شکست ریسک (RBS) و تکنیک تاپسیس (TOPSIS)، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۲): ۷۸، ۵۷-۹۶.

فریدزاد، علی. (۱۳۹۶). ارزش‌گذاری منابع نفت و گاز، *دانشنامه انرژی*، بنیاد دانشنامه نگاری ایران، پژوهشگاه مواد و انرژی.

فریدزاد، علی، قاسمی، شمسی و احراری، مهدی. (۱۳۹۸). روشی برای تعیین ارزش در معرض خطر پولی دارایی‌های نفتی، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۵(۴): ۶۳، ۱-۳۲.
URL: http://iiesj.ir/article-1-1262-fa.html

فصیحی، سید فرهنگ، سید اصفهانی، میرمهدی، داودپور، حمید. (۱۳۹۰). کاربرد الگوی ارزش در معرض ریسک درمدیریت سبد سرمایه‌گذاری فناورانه- مطالعه موردی در صنعت نفت ایران، *مجله بهبود مدیریت*، ۵(۳): ۱۴، ۲۳-۴۱.

قاسمی، شمسی، یاوری، کاظم، محمودوند، رحیم، سحابی، بهرام و نعیمی، علیرضا. (۱۳۹۴). ارائه روشی جدید برای بررسی بیمه‌پذیری ریسک‌های پالایشگاه گاز با استفاده از روش

حالات خطا و تجزیه و تحلیل اثرات آن، *مجله علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۷(۱و۲): ۱۳، ۱-۲۶.

References

Asgari, M.M., Sadeghi, M. & Seifloo, S. (2016). Identifying and prioritizing the risks of upstream oil and gas projects in Iran using the Risk Breakdown Structure (RBS) format and the TOPSIS technique, *Journal of Economic Research and Policies, 24 (78), 57-96.* [In Persian]

Asgharpur, H., & Rezazadeh, A. (2017). Determining the stock optimal portfolio using value at risk. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *2(4), 93-118*. [In Persian]

Derakhshan, M. (2010), Development of insurance coverage in oil, gas and petrochemical industries, *The 17th National Conference and the 3rd International Seminar on Insurance and Development*, *Iran Central Insurance, Tehran, Iran.* [In Persian]

Daghighi Asli, A., Damankeshideh, M. Norouzi, Sh. (2012). Economic feasibility of establishing a specialized insurance company for oil, gas and petrochemical industries in Iran, *Insurance Research, 27(2), 135-158.* [In Persian]

Faridzad, A. (2017). Valuation of Oil and Gas Resources, *Energy Encyclopedia, Iran Encyclopedia Foundation.* [In Persian]

Faridzad, A., Ghasemi, S. & Ahrari, M. (2020). Providing a Method for Determining the Monetary Value at Risk of Petroleum Properties. *Quarterly Energy Economics Review*, *15 (63) :1-32.* [In Persian]

Fasihi, S. F., Seyed Esfahani, M. & Davoudpour, H. (2011). Application of Value at Risk Model in Technological Investment Portfolio Management - A Case in Iranian Petroleum Industry. *Journal of Improvement Management*, *5(4), 23-41*. [In Persian]

Ghasemi, S., Yavari, K., Mahmoudvand, R., Sahabi, B. & Naeim, A. (2015). A New Method for Determining Insurability of Risks in Gas Refineries Using the Failure Mode and Effect Analysis Method. *The Journal of Economic Policy*, *7(13), 1-26.* [In Persian]

Heij, C. & Knapp, S. (2012). Evaluation of safety and environmental risk at individual ship and company level. *Transportation Research Part D*, *17, 228–236.* DOI:10.1016/j.trd.2011.12.003

Hormati, A. & Rashidi, A. (2017). Identifying and evaluating the engineering risks of oil and gas industry projects, *The 24th National Insurance and Development Conference.* [In Persian]

Jannatipour, M. deghani, T. & Haji yakhchali, S. (2017). Economic evaluation of oil and gas upstream projects using the real options approach (a case study). *Quarterly Energy Economics Review, 13 (54), 33-62.* [In Persian]

Akbari Nasiri, M. & Kimiagari, A. M. (2012). A method for volatility estimation for application in real options approach, *International Journal of Industrial Engineering & Production Management, 23 (1), 109-119.* [In Persian]

Knapp, S. & Heij, Ch. (2017). Evaluation of total risk exposure and insurance premiums in the maritime industry, *Transportation Research Part D, 54, 321–334.*

Paddock, J.L., Siegel, D.R. & Smith, J. L. (1988). Option valuation of claims on real assets: the case of offshore petroleum leases, *The Quarterly Journal of Economics, 103 (3),.479-508.*

Sadeghi Shahedani, M., Asgari, M. M., Imani, M. M. & Maleki Nejad, A. (2016), Investigating the economic feasibility of insurance profitability related to oil and gas wells, *Doctoral dissertation on the management of international oil and gas contracts*, *Imam Sadiq University.* [In Persian]

Saki Zadeh, M. (2013). The necessity of more effective interaction between insurance and the oil and gas industry, *Oil & Gas Exploration & Production*, *104, 27-30.* [In Persian]

Siddiqui, A. W., & Verma, M. (2017). A conditional value-at-risk based methodology to intermediate-term planning of crude oil tanker fleet, *Computers & Industrial Engineering*, *113, 405–418.*

Smith, J. L. & Thompson, R. (2009). Rational plunging and the option value of sequential investment: the case of petroleum exploration, *Quarterly Review of Economics and Finance, 49(3),1033.*

Smith, J. L. (2004). Petroleum property valuation, *Encyclopedia of Energy*, *Cutler J. Cleveland, ed., Academic Press, 811-822.*

Story, V., Hurdy, L., Smith, G. & Saker, J. (2001). Methodological and practical implications of the delphi technique, *Marketing Review*, *1, 487-504.*

Vander Hoorn, S., & Knapp, S. (2014). A multi-layered risk exposure assessment approach for the shipping industry, *Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute Report, 14, 1–19.*

Yu, W., Yang, K., Wei, Y., & Lei, L. (2018). Measuring value-at-risk and expected shortfall of crude oil portfolio using extreme value theory and vine copula, *Physica A, 490,1423–1433.*

پیوست: پرسشنامه خبرگان

پرسشنامه روش دلفی: شناسایی ریسک‌های اصلی و با درصد احتمال وقوع بالا برای دکل حفاری در زمان نصب و بهره‌برداری

با عنایت به تخصص و تجربه جنابعالی در حوزه شناسایی و ارزیابی ریسک‌های محتمل در مراحل نصب و بهره‌برداری دکل حفاری، خواهشمنداست نسبت به اعلام ریسک‌های اصلی و میزان اهمیت هریک از آن‌ها، اعلام نظر فرمایید.

ردیف	ریسک‌های اصلی در مراحل نصب و بهره‌برداری دکل حفاری	میزان اهمیت

استناد به این مقاله: فریدزاد، علی، قاسمی، شمسی، احراری، مهدی. (۱۴۰۲). تعیین حق بیمه بالادستی بخش نفت بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه: رویکرد VaR پولی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، *۲۸ (۹۵)*، ۴۱-۸۰

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

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 81-126
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62032.1011

ATU PRESS

Original Research
Received: 02/07/2021
Accepted: 17/01/2022
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Identifying the Factors Affecting the Risk Aversion of Individuals in Iran

Habib Morovat* — Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Syrous Omidvar — Assistant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Roya Eskandary — M.A. in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

Risk and uncertainty are key factors in making economic decisions. Since individual attitudes towards risk can greatly influence choices, it is crucial to understand the determinants of such preferences in order to predict and comprehend individuals' behavior. The present study aimed to investigate the impact of several factors on individuals' attitudes towards risk, specifically the degree of risk aversion, by examining individuals' optimism and patience (time preference). The study used a questionnaire to collect data from a sample of 304 individuals in Iran selected through random sampling. The research method was a multivariate regression model. The findings indicated that both optimism and income have a significant negative effect on risk aversion, while age has a significant positive effect. Furthermore, the study found that patience does not have a significant impact on risk aversion.

* Corresponding Author: Habibmorovat@yahoo.com
How to Cite: Morovat, H., Omidvar, S., Eskandary, R. (2023). Identifying the Factors Affecting the Risk Aversion of Individuals in Iran. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 81-126.

1. Introduction

Risk and uncertainty are critical factors that heavily influence most economic decisions, including investment, education, employment, and the decision to buy a house or insurance. Such decisions involve an element of risk, so they are highly influenced by individuals' attitudes towards risk. In developing countries, such as Iran, most individuals typically experience unstable incomes, limited access to insurance, and possess few assets to cushion the impact of severe economic shocks. As a result, individuals in these circumstances are more exposed to risk, and these factors can significantly influence their attitudes towards risk. Understanding the determinants of these preferences is crucial to comprehending and predicting people's behavior, as different attitudes towards risk lead to different choices. The present study was to examine how certain factors, such as optimism and patience (time preference rate), influence individuals' attitudes towards risk. In addition, socio-economic variables were included as control variables to account for their potential impact.

2. Materials and Methods

To gather data on individuals' degrees of risk aversion, optimism, and patience, this study used a questionnaire based on internationally recognized surveys. The model was then estimated by the general multivariate regression through the ordinary least squares (OLS) method.

3. Results and Discussion

The descriptive information related to demographic variables is presented in Table 1.

Table 1: Frequency distribution of demographic s

Variable	Variable level	Frequency	Relative Frequency
Gender	Male	155	49
	Female	160	51
	Total	315	100
Marital status	Single	219	70
	Married	96	30
	Total	315	100
Age	Less than 20 years	16	5
	Between 20-30 years	172	55
	Between 30-40 years	100	32
	Above 40 years	27	8
	Total	315	100
Level of education	High school	4	1
	Diploma–BA	99	31
	BA–MA	139	44
	MA–PhD	73	23
	Total	315	100
Employment status	Unemployed	51	16
	Retired	1	0
	Housewife	27	9
	School student	7	2
	University student	131	42
	Employed	98	31
	Total	315	100
The economic situation	Income below 1 million Tomans	112	36
	Income between 1–3 million Tomans	106	37
	Income between 3–6 million Tomans	63	20
	Income above 6 million Tomans	34	11
	Total	315	100

Source: research findings

4. Model Estimation

The OLS method was used to estimate the model.

Table 2. Model estimation results

RA		dependent variable The	
Variables	Coefficients	t-stat	probability
Optimism	-0.027 * * *	-3.71	0.00
Wealth	0.0003 * * *	3.07	0.002
Income	0.29 * * *	-63.6	0.000
Patience	-0.017	-0.81	0.418
Gender	-0.19 * *	-26.2	0.024
Single	0.23 * *	2.31	0.022
Age	0.044 * * *	5.63	0.000
Education	0.06	1.24	0.215
_Cons	2.16 * * *	75.5	0.000
Number of obs	304	F(8,295)	29.13
R-squared	0.44	Prob > F	0.000
Adj R-squared	0.42	Root MSE	0.63

* The coefficient is significant at 10 % level, * * The coefficient is significant at 5 % level and *** The coefficient is significant at 1 % level.
Source: research calculations

The Brush-Pagan and VIF test show that there is no heteroskedasticity and collinearity at estimated residuals.

As shown in the table, as the individual's level of optimism increases, their degree of risk aversion decreases, which is consistent with previous research conducted by Felten and Gibson (2014) and Duhman et al. (2018). In addition, the study found that wealth has a direct and significant impact on risk aversion in Iran, which aligns with the findings of Agassi et al. (2015) and Qanbili (2016). However, this result contradicts the research conducted by Ronald and Grable (2010), and therefore, the effect of wealth on risk aversion warrants further discussion and reflection.

Previous research suggests that there is a likelihood that the effect of wealth on risk aversion in Iran may be opposite to that observed in

other countries. This could potentially be attributed to errors in measuring wealth In Iran, where information regarding individuals' assets and wealth is often unclear. In this respect, the present study relied on indicators such as car and house ownership and their estimated values, which were self-reported by the participants and might be subject to bias.

The study findings indicated that income has a significant and negative impact on risk aversion in Iran, which is aligned with previous research conducted by Wright (2012; 2014) and Shah et al. (2020). Moreover, it was found that gender has a significant effect on risk aversion, with females being more risk-averse than males. This finding is consistent with Banir and Newbert (2016), Hosseinnejad and Haddadi (2016), and Mohammadi-Majed (2018).

The findings also revealed that age has a significantly positive impact on risk aversion in Iran, which is in line with the results of Dankers and Van Suest (1999) and Menadia et al. (2016). Finally, the results showed that time preference rate and education do not have a significant impact on risk aversion in Iran.

5. Conclusion

This research examined the impact of several factors on individuals' risk aversion in Iran. The investigation of the research hypotheses demonstrated that variables such as optimism and income have a significantly inverse relationship with risk aversion, with higher levels leading to decreased risk aversion. Wealth and age have a significantly positive impact on risk aversion, with higher levels leading to increased risk aversion. Furthermore, the variables of time preference rate and education were found to have no significant effect on risk aversion in Iran. The study also found that married individuals are more risk-averse than single ones, and females are more risk-averse than males.

The results indicated that young people, males, and the individuals with higher incomes and lower wealth tend to accept risk more readily.

The findings can provide fresh insight for investment consulting and insurance companies in Iran.

Keywords: Risk Aversion, Questionnaire, Optimism, Patience, Multivariate Regression

JEL Classification: D81 ،C25 ،C83

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۸۱-۱۲۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2022.62032.1011

شناسایی عوامل موثر بر ریسک‌گریزی افراد در ایران

حبیب مروت* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

سیروس امیدوار استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی ، تهران، ایران

رویا اسکندری کارشناس ارشد اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی ، تهران، ایران

چکیده

ریسک و نااطمینانی نقش مهمی در تصمیم‌های اقتصادی بازی می‌کنند. از آنجایی که نگرش‌های متفاوت نسبت به ریسک منجر به انتخاب‌های متفاوت می‌شود؛ از این رو، آگاهی از عوامل تعیین‌کننده این ترجیحات برای درک و پیش‌بینی رفتار افراد بسیار مهم است. هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر برخی از عوامل موثر بر نگرش افراد به ریسک (درجه ریسک‌گریزی) با تاکید بر خوش‌بینی و صبوری (نرخ ترجیح زمانی) افراد است. در این پژوهش به‌منظور گردآوری اطلاعات از پرسشنامه استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش، کشور ایران است و تعداد نمونه برگزیده ۳۰۴ نفر از افرادی هستند که در کشور ایران زندگی می‌کنند و از طریق نمونه‌گیری تصادفی انتخاب شده‌اند. روش تحقیق، مدل رگرسیون چندمتغیره است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای خوش‌بینی و درآمد، اثر منفی معنی‌دار و سن، اثر مثبت معنی‌دار بر ریسک‌گریزی دارند. این در حالی است که صبوری، اثر معنی‌داری بر ریسک‌گریزی ندارد.

کلیدواژه‌ها: ریسک‌گریزی، پرسشنامه، خوش‌بینی، صبوری، رگرسیون چندمتغیره.

طبقه‌بندی JEL: D81، C25، C83.

*نویسنده مسئول: Habibmorovat@yahoo.com

۱. مقدمه

ریسک و نااطمینانی نقش مهمی تقریبا در تمامی تصمیم‌های اقتصادی بازی می‌کنند. به‌عنوان مثال، انتخاب‌های مهم فردی مانند سرمایه‌گذاری، ادامه تحصیل، اشتغال، خرید مسکن، خرید بیمه و... به‌عنوان تصمیمات ریسکی شناخته می‌شوند؛ از این رو، به شدت تحت تاثیر نگرش افراد نسبت به ریسک قرار دارند. در کشورهای در حال توسعه همچون کشور ما ایران، اکثر افراد در شرایطی زندگی می‌کنند که معمولا دارای درآمدهای ناپایداری هستند، عرضه بیمه تا حدودی در این کشورها کم است و دارایی‌های محدودی برای جذب شوک‌های سنگین اقتصادی وجود دارد. از این رو، افرادی که در چنین شرایطی زندگی می‌کنند بیشتر در معرض ریسک بوده و این عوامل روی نگرش آن‌ها به ریسک تاثیر می‌گذارد. از آنجایی‌که نگرش‌های متفاوت نسبت به ریسک منجر به انتخاب‌های متفاوت می‌شود، از این رو، آگاهی از عوامل تعیین‌کننده این ترجیحات برای درک و پیش‌بینی رفتار افراد حیاتی است.

مطالعات متعدد از جنبه‌های مختلف بررسی به عوامل موثر بر ریسک‌گریزی افراد پرداخته‌اند؛ به عنوان مثال، برای بررسی عوامل موثر بر ریسک‌گریزی افراد طی زمان به سخاء[1] (۲۰۱۹) و نقش انتقال بین نسلی به پاولا[2] (۲۰۱۲) می‌توان رجوع کرد. دوهمن و دیگران[3] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های آزمایشگاهی نشان دادند که خوش‌بینی منجر به کاهش ریسک‌گریزی می‌شود. فالک و دیگران[4] (۲۰۱۱) نیز نشان دادند که بین ترجیحات ریسکی و نرخ ترجیح زمانی رابطه معنی‌دار وجود دارد.

هدف این مطالعه بررسی نقش برخی عوامل مانند خوش‌بینی و صبوری افراد (نرخ ترجیح زمانی) بر ریسک‌گریزی افراد است. همچنین از متغیرهای اقتصادی- اجتماعی به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده خواهد شد.

نگرش افراد نسبت به ریسک قابل مشاهده نیست و مجموعه داده‌هایی که معیارهایی از این نوع ترجیحات را ارائه می‌دهند، بسیار کمیاب هستند. در نتیجه، ادبیات اندکی وجود

1. Sakha, S.
2. Paola, M.
3. Dohmen, T., et al.
4. Falk, A., et al.

دارد که ناهمگنی در نگرش‌های ریسک فردی را بررسی می‌کنند و سعی در روشن کردن رابطه بین تعدادی از ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی و تمایل به انجام رفتارهای ریسکی دارد.

دو روش اصلی برای جمع‌آوری اطلاعات مربوط به درجه ریسک‌گریزی افراد وجود دارد؛ روش اول نظرسنجی با استفاده از طراحی پرسشنامه‌های استاندارد است که در این روش درجه ریسک‌گریزی افراد با استفاده از سوالات قرعه‌کشی می‌شود. این روش به دلیل امکان استفاده از حجم نمونه بیشتر و نمونه‌های غیراستاندارد (غیر دانشجو) رایج است. روش دوم جمع‌آوری اطلاعات از روش اقتصاد آزمایشگاهی است. در این مطالعه از پرسشنامه که سوالات آن از پرسشنامه‌های معتبر بین‌المللی استخراج شده است برای به دست آوردن اطلاعات مربوط به درجه ریسک‌گریزی، خوش‌بینی و صبوری افراد استفاده شده است و پس از آن با استفاده از یک رگرسیون کلی چندمتغیره به تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[1] پرداخته می‌شود.

چهارچوب تحقیق به این صورت است که مبانی نظری و مبانی تجربی به ترتیب در بخش‌های دوم و سوم ارائه خواهند شد. روش تحقیق در بخش چهارم و مدل‌سازی تجربی و تجزیه و تحلیل داده‌ها در بخش پنجم بررسی خواهند شد و در نهایت به جمع‌بندی و پیشنهادات اشاره می‌شود.

۲. مبانی نظری

در بسیاری از موارد، تصمیم‌گیری در موقعیتی انجام می‌گیرد که متغیرها به طور چشم‌گیری نامعین هستند (ذی‌حجه‌زاده، ۱۳۹۳) و این نااطمینانی و کم‌اطلاعی سبب می‌شود که افراد در فضای تصمیم‌گیری با ریسک مواجه شوند. در دنیای همراه با عدم‌اطمینان امروز، یکی از عوامل موثر برای تصمیم‌گیری، نگرش به ریسک است. اگر عوامل موثر بر ریسک سبب شوند که در جامعه‌ای تعداد افراد ریسک‌گریز افزایش یابند، این امر عواقبی همچون کاهش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خواهد داشت و این عواقب معمولا اثرات طولانی مدت

1. Ordinary Least Squares

دارند و روی یکی از مهم‌ترین اهداف کشورها؛ یعنی دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی اثر منفی دارد (ارضاء و دهقان ابنوی، ۱۳۹۶).

یکی از راه‌های دستیابی به رشد اقتصادی از طریق جذب مشارکت افراد در فعالیت‌هایی همچون سرمایه‌گذاری‌های با ریسک است. در این میان، برخی عوامل با تاثیری که بر میزان پذیرش ریسک می‌گذارند سبب تغییر در نحوه سرمایه‌گذاری آن‌ها شده و کشش افراد را به سرمایه‌گذاری‌های ریسک‌دار افزایش می‌دهند.

ریسک‌گریزی افراد نه تنها بر زندگی خودشان، بلکه بر زندگی خانواده و در نتیجه بر کل جامعه اثرگذار بوده و تاثیرات آن معمولا به صورت مخرب است. یکی از این اثرات، کاهش سطح رفاه مالی جامعه است. این موارد تنها بخشی از دلایلی است که سبب می‌شود بررسی عوامل موثر بر ریسک‌گریزی الزامی شود.

به‌طورکلی دو دیدگاه در مورد نحوه تصمیم‌گیری هنگام مواجهه با یک انتخاب اقتصادی همراه با ریسک وجود دارد: رویکرد مالی کلاسیک و رویکرد مالی رفتاری.

الگوی مالی کلاسیک مبتنی بر مجموعه‌ای از مفروضات ساده‌کننده از جمله فرض ثابت و قابل شناخت بودن انتظارات، وجود اطلاعات کامل برای تصمیم‌گیری، رفتار عقلانی تصمیم‌گیرندگان و حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار است. این دیدگاه نسبت به ریسک، تنها جنبه‌های عینی ریسک را در نظر داشته و اندازه‌گیری کمی را به همراه دارد (لاری سمنانی، ۱۳۹۵).

در اتخاذ تصمیمات مالی در چهارچوب اقتصاد مالی کلاسیک دو پارادایم اصلی، عقلانیت کامل و تصمیم‌گیری مبتنی بر بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار است.

تصمیم‌گیری انسان‌ها همواره به طرق مختلفی از مفروضات علم کلاسیک مالی منحرف می‌شود و حتی در برخی مواقع امکان رفتار عقلانی از شخص تصمیم‌گیرنده سلب می‌شود. بنابراین، بسیاری از تصمیمات تنها تحت تاثیر شاخص‌های اقتصادی و عقلانیت قرار ندارد و همین امر سبب شده که فرضیات علم کلاسیک مورد انتقاد قرار گیرد.

روان‌شناسان معتقدند که انسان اقتصادی، تعارضات درونی افراد را مدنظر قرار نمی‌دهد. برای مثال، در مدل عقلانی، اهداف و اولویت‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تصمیم‌گیری افراد و یا تطبیق ناسازگاری‌های موجود بین اهداف فردی و اجتماعی در نظر

گرفته نمی‌شود. ظهور و بروز چنین تعارضاتی سبب به وجود آمدن مدل‌های رفتاری می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۹۱).

رویکرد مالی رفتاری، رهیافت جدیدی در مورد بازارهای مالی است که به منظور پاسخ به برخی از مشکلاتی که در مالی کلاسیک وجود دارد، ظهور کرد. این رهیافت جدید بیان می‌کند که برخی از پدیده‌های مالی را با استفاده از مدل‌هایی که در آن‌ها عوامل کاملا عقلانی در نظر گرفته نمی‌شوند، بهتر می‌توان درک کرد (Thaler and Barberis, 2003). همچنین به نظریه‌پردازان گوشزد می‌کند در کنار سایر متغیرها، رفتار انسان را نیز در نظر بگیرند (محمدی مجد، ۱۳۹۸).

رویکرد مالی رفتاری، مکملی برای رویکرد مالی کلاسیک است. دانش مالی رفتاری نیز همانند دانش مالی کلاسیک بر مبنای مفاهیم و مفروضاتی اساسی بنا شده است، اما تفاوت آن با مالی کلاسیک این است که دانش مالی کلاسیک مفروضات خود را در بستری ایده‌آل بنا کرده در حالی که دانش مالی رفتاری این مفروضات را در بستری واقع‌گرایانه بنا می‌نهد (یوسفی و شهرآبادی، ۱۳۸۸). همچنین در رویکرد مالی رفتاری دو فرض اصلی و محدودکننده پارادایم سنتی (بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار و عقلانیت کامل) را تعدیل می‌کنیم.

به طور کلی، می‌توان گفت رویکرد مالی کلاسیک، انسان‌ها را عقلانی، منطقی و منفعت‌طلب در نظر می‌گیرد و به دیگر وجوه انسانی توجهی ندارد در حالی که رویکرد مالی رفتاری بیان می‌دارد با در نظر گرفتن احساسات و تاثیرات آن بر تصمیمات افراد، می‌توان مدل‌هایی را ایجاد کرد که رفتار آن‌ها را بهتر تشریح کند (لاری سمنانی، ۱۳۹۵). بنابراین، رویکرد مالی رفتاری کمک می‌کند تا با فرموله کردن مدل‌های رفتاری بتوانیم شرایط موجود را بهتر شناخته و در رفع تنگناهای ناشی از الگوهای رفتاری به‌گونه‌ای بهتر عمل کنیم.

مونیتر[1] (۲۰۰۷) محقق حوزه مالی رفتاری معتقد است که ناشناخته‌ترین مفهوم مالی، ریسک بوده و موضوع مربوط به درک و شناخت از ریسک در رویکرد مالی رفتاری، یکی از موضوعات بسیار بااهمیت است؛ زیرا فرآیند قضاوت در مورد آنکه افراد چگونه

1. Montier, J.

اطلاعات را جمع‌آوری کنند، شامل ارزیابی نتایج بوده که این امر هم بر تصمیمات مالی نهایی اثرگذار است. مکتب مالی رفتاری، تجزیه و تحلیل گسترده‌ای به کار می‌برد که ریسک براساس مجموعه‌ای از عوامل عینی و ذهنی است. به عبارت دیگر، نتایج کمی و کیفی بر چگونگی تصمیم‌گیری تک‌تک افراد در مورد تصمیمات مالی تاثیر می‌گذارد. امروزه نقش رفتار انسان در حوزه مالی رفتاری به‌عنوان متغیری اثرگذار بر سایر متغیرهای مالی، نسبت به گذشته با تاکید بیشتری مطالعه می‌شود (حسین‌نژاد و حدادی، ۱۳۹۶).

در این پژوهش ما سعی کردیم عوامل موثر بر ریسک‌گریزی را با استفاده مدل‌های رفتاری مورد بررسی قرار دهیم، اما پیش از آن به طور مختصر درباره نگرش عقلانی به ریسک، مفهوم آن و رفتار افراد در مواجهه با آن می‌پردازیم.

۲-۱. نگرش عقلانی به ریسک

در این بخش به نگرش‌هایی که افراد نسبت به ریسک دارند، می‌پردازیم. فرض می‌کنیم که تصمیم‌گیرندگان (افرادی که باید انتخاب اقتصادی کنند) عقلانی هستند؛ به این معنا که آن‌ها همیشه آنچه را به نفعشان است، انتخاب می‌کنند. از این رو، در ادامه ابتدا به ارائه تعریف ریسک در اقتصاد می‌پردازیم و سپس دربارهٔ رفتار افراد در مواجهه با ریسک صحبت خواهیم کرد.

۲-۱-۱. مفهوم ریسک

ریسک عبارت است از امکان قریب‌الوقوع رخداد نامطلوب در آینده، موقعیتی که ممکن است خطرناک باشد و یا عواقب نامطلوبی به همراه داشته باشد. در شرایط ریسکی، تمام پیشامدها و احتمال وقوع هر یک را می‌دانیم (فرهنگ لغت آکسفورد) و این تفاوت ریسک با نااطمینانی است، چون در شرایط نااطمینانی برخلاف شرایط ریسکی نه در مورد تمام پیشامدهایی که ممکن است به وقوع بپیوندد آگاهی کامل وجود دارد و نه در مورد احتمال آن‌ها. در شرایط ابهام نه توزیع احتمال عایدی‌ها مشخص است و نه مقادیر احتمالی عایدی‌ها.

یک فعالیت پرریسک به این معنا است که رویدادها و پیامدهای آن‌ها قطعی نیستند و وقوع هر یک از حالات کمابیش محتمل است و یک فعالیت با ریسک پایین به این معنی

است که به طور حدودی نتیجه قطعی است. درجه ریسک بستگی به قطعیت و عدم قطعیت رویدادها دارد؛ به این معنا که ممکن است آن‌ها اتفاق بیفتند (Concina, 2014).

سوالی که اینجا پیش می‌آید، آن است که افراد هنگام مواجهه با موقعیت ریسک‌دار چه واکنشی نشان می‌دهند؟ مطالعات نشان می‌دهد که افراد هنگام مواجهه با ریسک به دلایل متعددی از جمله تفاوت در درجه پذیرش ریسک و برداشت‌های متفاوت از آن، خصوصیات، شرایط و موقعیت خود و... رفتارهای متفاوتی از خود بروز می‌دهند (مظلومی و همکاران، ۱۳۸۶). در نتیجه در اقتصاد افراد براساس نگرش خود به ریسک به سه دسته طبقه‌بندی می‌شوند که در زیر به طور مختصر شرح خواهیم داد.

۲-۱-۲. رفتار افراد در مواجهه با ریسک

سوال اساسی در نظریه تصمیم‌گیری تحت شرایط ریسکی این است که تصمیم‌گیرنده چگونه اقدام مطلوب خود را با وجود ریسک و نااطمینانی انتخاب می‌کند. به منظور مطالعه این چنین پرسشی، علم اقتصاد مسائل تصمیم‌گیری تحت ریسک و نااطمینانی را به وسیله بخت‌آزمایی تعریف می‌کند. بسیاری از متغیرهایی که در چنین شرایطی به دنبال پیش‌بینی آن‌ها هستیم، بیش از یک مقدار ممکن دارند و چنین وضعیتی را می‌توان به وسیله بخت‌آزمایی نشان داد. یک بخت‌آزمایی ساده، یک فهرست $L = (x_1, p_1; x_2, p_2; \dots; x_n, p_n)$ است که در آن برای همه iها، $p_i \geq 0$ و $\sum_{i=1}^{n} p_i$ است. p_i به عنوان احتمال پیامد x_i در نظر گرفته می‌شود (شاکری، ۱۳۹۲).

در حالت کلی افراد در مواجهه با ریسک با توجه به اینکه حاضر هستند در بخت‌آزمایی شرکت کنند یا معادل مطمئن (مقداری که فرد حاضر است به جای بخت‌آزمایی قبول کند) را انتخاب کنند به سه دسته ریسک‌گریز، ریسک خنثی و ریسک‌پذیر تقسیم می‌شوند.

۲-۱-۲-۱. افراد ریسک‌گریز

ریسک‌گریزی به معنای ترجیح پذیرش ریسک کمتر است؛ یعنی عدم تمایل به معامله‌ای پرسود، اما با ریسک بالا و ترجیح معامله‌ای با سود کمتر، اما اطمینان بیشتر. ریسک‌گریزی یک مفهوم اقتصادی و مالی مبتنی بر رفتار افراد هنگام مواجهه با شرایط ریسکی است.

تابع مطلوبیت افراد ریسک‌گریز مقعر بوده $(U"(y) < 0)$ و آن‌ها تصمیم‌گیری‌های خود را محافظه‌کارانه انجام داده و سعی می‌کنند از ریسک فرار کنند و در ازای قبول ریسک، انتظار دارند که بازده مناسبی دریافت کنند. ارزیابی آن‌ها از مطلوبیت انتظاری معین، کمتر از مطلوبیت درآمد مطمئن معادل درآمد انتظاری است. به بیان ریاضی (رابطه (۱)):

$$U[Py_1 + (1-P)y_2 > PU(y_1) + (1-P)U((y_2) \qquad (۱)$$

۲-۱-۲-۲. افراد ریسک خنثی

افراد ریسک خنثی نسبت به ریسک بی‌تفاوت هستند و معمولا چنین رفتاری در افراد با ثروت بیش از حد بروز می‌کند. تابع مطلوبیتشان به‌صورت یک خط مستقیم است $(U"(y) = 0)$ و ارزیابی آن‌ها از مطلوبیت انتظاری مربوط به موقعیت نامطمئن معادل با مقدار مطمئن آن است (شاکری، ۱۳۹۲). این رفتار در بین تصمیم‌گیرندگان معمول نیست و در اکثر جوامع تعداد افراد ریسک خنثی اندک است. به بیان ریاضی (رابطه (۲)):

$$U[Py_1 + (1-P)y_2] = PU(y_1) + (1-P)U(y_2) \qquad (۲)$$

۲-۱-۲-۳. افراد ریسک‌پذیر

ریسک‌پذیری درست نقطه مقابل ریسک‌گریزی است. افراد ریسک‌پذیر از وضعیت موجود راضی نبوده و برای تغییر وضعیت و دستیابی به اهداف بالاتر حاضرند سطح معینی از ریسک وقوع ضرر و زیان را بپذیرند. این افراد ریسک را به مثابه کالایی می‌بینند که مطلوبیت ایجاد می‌کند (ولی‌زاده لاریجانی، ۱۳۸۷). تابع مطلوبیت آن‌ها به شکل محدب است $(U"(y) > 0)$

و تصمیم‌گیری‌های خود را جسورانه انجام می‌دهند. ارزیابی آن‌ها از مطلوبیت انتظاری مربوط به یک موقعیت نامطمئن بیشتر از مقدار مطمئن معادل آن است. به عبارت بیان ریاضی:

$$PU(y_1) + (1-P)U(y_2) > U[Py_1 + (1-P)y_2] \qquad (۳)$$

۲-۲. عوامل موثر بر ریسک‌گریزی

به دلیل اهمیت ریسک و ریسک‌گریزی در زندگی و اقتصاد در کشورهای مختلف مطالعاتی متعددی در زمینه عوامل موثر بر ریسک‌گریزی انجام شده است و می‌توان این عوامل را از لحاظ کلان یا سازمانی بررسی کرد که در این صورت عواملی مانند نوع ساختار، تکنولوژی، پیچیدگی، تعداد کارمندان، سابقه سازمان، درآمد و... روی رفتار تاثیرگذار است و یا می‌توان این عوامل را از لحاظ خرد یا فردی بررسی کرد که در این صورت عواملی مانند سن، جنس، تحصیلات، درآمد، افراد وابسته به فرد، شغل و... روی نحوه رفتار در مواجهه با ریسک تاثیر می‌گذارد (منادیا و همکاران، ۱۳۸۶).

به طور کلی، پیدا کردن مدل کامل برای ریسک‌گریزی، کار بسیار مشکلی است؛ زیرا تعداد عوامل موثر بسیار زیاد است و تنها در صورت ثابت فرض کردن تعدادی متغیر که تاثیر وزنی کمتری نسبت به بقیه متغیرها دارند، می‌توان مدلی برای ریسک‌گریزی پیشنهاد کرد (قان‌بیلی، ۱۳۹۷). به همین دلیل در هر پژوهش فقط تعدادی از عوامل را مورد بررسی قرار می‌دهند. هدف این پژوهش بررسی برخی عوامل خرد یا فردی است.

یکی از عوامل مورد بررسی در ریسک‌گریزی، خوش‌بینی است. تاکنون مفهوم خوش‌بینی در مجموعه وسیعی از بررسی‌ها و آزمایش‌های روان‌شناسانه از نوع شناختی مورد بررسی قرار گرفته است و این عامل یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های شخصیتی و شاخص‌های مورد توجه در علوم رفتاری به‌ویژه روان‌شناسی است که در نظریه‌های مالی رفتاری دارای جایگاه ویژه‌ای است (نصیرنیا و همکاران، ۱۳۹۶).

صفت خوش‌بینی، یک صفت پایدار در تمایل فرد به داشتن انتظارات مثبت از نتایج رویدادهای آینده است (Scheier, et al, 1994) و افراد خوش‌بین نسبت به افراد بدبین بیشتر تمایل به تفسیر مثبت درباره رویدادهای مبهم دارند و آن‌ها از اعتماد به نفس بالایی برخوردار هستند. مطالعات گذشته نشان داده است که خوش‌بینی در اولویت ریسک سرمایه‌گذاری تاثیرگذار است.

بومگارتنر و دیگران[1] (۲۰۱۸) بیان کردند که رابطه بین ریسک و خوش‌بینی را می‌توان از منظر روان‌شناختی مورد بررسی قرار داد. آن‌ها به بررسی ارتباط خوش‌بینی با فعالیت‌های

1. Baumgartner, M.J., et al.

استرس‌زا همراه با ریسک پرداختند و به این نتیجه رسیدند که خوش‌بینی باعث کاهش ارزیابی منفی از وضعیت‌های ریسکی می‌شود. هچنین خوش‌بینی منجر به انعطاف‌پذیری در پاسخ به موقعیت‌های استرس‌زا می‌شود. فلتن و گیبسن[1] (۲۰۰۳) نیز در این زمینه پژوهشی انجام داده و بیان کردند که خوش‌بینان به دنبال اطلاعات بیشتر در مورد شرایط می‌گردند و در این میان تمرکز آن‌ها برای دستیابی به اطلاعات مثبت است و در دامنه‌های سرمایه‌گذاری این گرایش به احتمال بالا، سبب انتخاب فرصت‌های سرمایه‌گذاری ریسک‌دار می‌شود.

دوهمن و همکاران[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان «تمایل به ریسک‌پذیری: نقش مفهوم ریسک و خوش‌بینی» به بررسی اثر خوش‌بینی بر ریسک پرداختند. آن‌ها بیان کردند که خوش‌بینی یک جنبه پایدار از شخصیت است که روی میزان تمایل به ریسک افراد موثر است. آن‌ها برای انجام این پژوهش از روش اقتصاد آزمایشگاهی استفاده کردند و تعدادی سوال طراحی و تلاش کردند با توجه به این سوالات پی ببرند که تمرکز افراد روی پیامدهای مثبت یا منفی ریسک است. ایشان با کمک پاسخ‌های جمع‌آوری شده به سنجش ارتباط خوش‌بینی و تمرکز بر پیامدهای مثبت و منفی و پس از آن ارتباط خوش‌بینی با ریسک‌گریزی پرداختند و این چنین نتیجه گرفتند که تمرکز بر پیامدهای مثبت و منفی بر خوش‌بینی افراد اثر می‌گذارد و خوش‌بینی نیز از این کانال بر درجه پذیرش ریسک افراد تاثیر می‌گذارد و این ارتباط به صورت مستقیم است؛ یعنی با افزایش خوش‌بینی، درجه پذیرش ریسک افزایش می‌یابد.

مورد دیگر، نرخ ترجیح زمانی است. فالک و دیگران[3] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان شواهد جهانی در مورد ترجیحات اقتصادی (GPS)[4]، تغییرات جهانی در اولویت‌های اقتصادی را مورد مطالعه قرار دادند. یکی از قسمت‌های این مطالعه مربوط به اثر نرخ ترجیح زمانی یا همان میزان صبر روی انتخاب‌های شامل ریسک است. آن‌ها برای سنجش این موضوع از یک رشته سوال درباره تصمیم‌گیری مالی مربوط به زمان حال و ۱۲ ماه آینده

1. Felton, J. & Gibson, B.
2. Dohmen, T., et al.
3. Falk et al
4. Global Preferences Survey

استفاده کردند و از افراد سوال کردند که آیا مبلغ کم حال حاضر را می‌پذیرند یا مقدار مبلغ بیشتر در ۱۲ ماه آینده را. همچنین هنگام جمع‌آوری این داده‌ها ابتدا از افراد خواستند تا فرض کنند که تورم وجود ندارد و با توجه به میزان صبری که دارند، اقدام به پاسخ‌دهی کنند. در نهایت نتیجه‌گیری آن‌ها به این صورت بود که هر چه افراد صبورتر باشند، ریسک‌گریزی آن‌ها کمتر خواهد بود.

مورد بعدی متغیرهای جمعیت‌شناختی است. همواره در هر مطالعه‌ای که پیرامون ریسک انجام می‌گیرد، تعدادی از این عوامل مورد بررسی قرار می‌گیرند. از جمله این مطالعات می‌توان به پژوهش دوهمن و همکاران (۲۰۰۹)، محمدی مجد (۱۳۹۸)، منادیا و همکاران (۱۳۸۶) و بسیاری مطالعات دیگر اشاره کرد. در این پژوهش ما از بین متغیرهای جمعیت‌شناختی اثر متغیرهای ثروت، درآمد، جنسیت، وضعیت تاهل، سن و تحصیلات را روی ریسک‌گریزی مورد بررسی قرار دادیم.

مطالعات گذشته در مورد «جنسیت» همواره به این نتیجه رسیدند که زنان ریسک‌گریزی بیشتری نسبت به مردان دارند و این نیز می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد که همواره در هر پژوهشی به برخی از این دلایل اشاره می‌شود. برای مثال، منادیا و دیگران (۱۳۸۶) در تحقیق خود بیان می‌کنند که شاید علت تفاوت ریسک‌گریزی زنان و مردان، وابستگی بیشتر زنان، درآمد و اموال کمتر آن‌ها نسبت به مردان است.

مطالعات گذشته در مورد «سن» نیز نشان دادند که رابطه مثبت بین سن افراد و میزان ریسک‌گریزی آن‌ها وجود دارد؛ به طوری که با افزایش سن افراد، میزان ریسک‌گریزی آن‌ها افزایش می‌یابد. منادیا و دیگران (۱۳۸۶) بیان می‌کنند که شاید یکی از علل این امر آن باشد که جوان‌ترها به دلیل سال‌های بیشتری که برای جبران خسارت‌ها پیش رو دارند، معمولا ریسک‌پذیرتر هستند.

تحقیقات پیشین در مورد «سطح تحصیلات» نیز نشان دادند که رابطه مستقیمی بین سطح تحصیلات و میزان ریسک‌پذیری وجود دارد. افراد آموزش دیده به علت توانایی بهتری که در ارزیابی ریسک و بازده سرمایه‌گذاری دارند، ریسک‌پذیری بالاتری دارند (ابراهیمی سرواولیا و صابونچی، ۱۳۹۸).

«ثروت» چیزی است که مادی و دارای فایده بوده و انسان‌ها آن را تملک می‌کنند و هر آن چیزی که این سه خاصیت را داشته باشد، «ثروت» نامیده می‌شود. به عبارت دیگر، ثروت، منابع مادی و طبیعی و درآمدهای حاصل از آن است (فروغی، ۱۳۷۷). در زمینه اثر ثروت بر میزان ریسک‌گریزی نتایج متفاوتی به دست آمده است. مطالعه رونالد و گرابل[1] (۲۰۱۰) نشان داد که هر چه ثروت فرد افزایش یابد، تمایل به پذیرش ریسک افزایش می‌یابد. این در حالی است که مطالعه آقاسی و دیگران (۱۳۹۵) نشان داد که ثروت دارای تاثیرات منفی بر میزان پذیرش ریسک است و دلیل آن را چنین بیان کردند که افراد غنی جهت حفاظت از منابع مالی خویش، تمایل کمتری به پذیرش ریسک دارند؛ این در حالی است که ریسک برای افراد با پشتوانه مالی ضعیف دقیقا به اندازه خطرساز بودن می‌تواند فرصتی برای صعود به طبقات بالاتر باشد.

در مورد «درآمد»، رایت[2] (۲۰۱۲-۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی اثر آن بر ریسک‌گریزی پرداخت و به این نتیجه رسید همواره با افزایش درآمد، میزان ریسک‌گریزی فرد کاهش می‌یابد.

۳. ادبیات تجربی

۳-۱. مطالعات داخلی

تاکنون مطالعاتی در زمینه عوامل موثر بر ریسک‌گریزی انجام شده که در ادامه به برخی از آن‌ها و نتایج به دست آمده از آن‌ها اشاره می‌کنیم.

منادیا و همکاران (۱۳۸۶) با بررسی عوامل تاثیرگذار بر تمایل به ریسک افراد و همچنین سازمان‌ها به این نتیجه رسیدند که عواملی مانند تحصیلات، درآمد، سلامتی، افراد وابسته به فرد، شغل و درآمد شخصی و... بر تمایل به ریسک افراد و عواملی مانند عوامل ساختاری، تکنولوژی، محیط، پیچیدگی، اندازه، هدف‌ها، تنوع پروژه‌های در دست اجرا، تعداد کارمندان، درآمد، سرمایه اولیه، محیط رقابتی کار و... بر ظرفیت پذیرش ریسک سازمان‌ها تاثیرگذار است و به این نتیجه رسیدند که پذیرش ریسک به علت رفتار انسانی

1. Ronald, S. & Grable, D.
2. Wright, J.

دینامیک موضوعی است که بسیار جای کار دارد و تاکنون مدلی کامل برای تحلیل درجه ریسک‌گریزی پیشنهاد نشده است.

آقاسی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که بین متغیر مستقل (سواد مالی، ثروت و مهارت‌های مدیریت مالی) و متغیر وابسته (درجه ریسک‌گریزی مالی) رابطه وجود دارد. مردان، جوان‌ترها و افراد مجرد تمایل بیشتری به ریسک‌پذیری دارند. افرادی که تازه ازدواج کرده‌اند به خاطر ادامه نسل و زندگی‌شان ریسک‌گریزترند. سفیدپوستان نسبت به دیگر نژادها ریسک‌گریزی کمتری دارند. تحصیلات و درآمد تاثیر مثبتی بر میزان قبول ریسک دارند. این در حالی است که ثروت و درآمد دارای تاثیرات منفی بر درجه پذیرش ریسک هستند.

سرو اولیا و صابونچی (۱۳۹۸) در تحقیقی به شناسایی تاثیر فاکتورهای جمعیت‌شناختی از جمله جنسیت، سن، وضعیت تاهل، آموزش، وضعیت شغلی و درآمد بر سطح پذیرش ریسک و ریسک‌پذیری افراد حقیقی که تمایل به سرمایه‌گذاری دارند، پرداختند. آنان به این نتیجه رسیدند که جنسیت، سن و درآمد، تاثیر معنی‌داری بر ریسک‌پذیری دارند. مردان نسبت به زنان، افراد جوان نسبت به افراد پیر و افراد دارای درآمد بالا نسبت به افراد دارای درآمد پایین، ریسک‌پذیرتر هستند. همچنین نتایج پژوهش‌های ایشان نشان داد که وضعیت تاهل تاثیر معنی‌داری روی ریسک‌پذیری ندارد.

برخی از مطالعات در کشور به بررسی رابطه بین ریسک با عملکرد نهادهای اقتصادی پرداخته‌اند. به عنوان مثال، تقی نژادعمران و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی رابطه ریسک، اندازه و سودآوری فعالیت‌های اقتصادی و بهره‌مندی از اهرم‌های مالی توسط بانک‌ها پرداخته‌اند.

۲-۳. مطالعات خارجی

دوهمن و همکاران (۲۰۱۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «نگرش‌های فردی ریسک، عوامل تعیین‌کننده، اندازه‌گیری و نتایج» به بررسی اندازه‌گیری و ماهیت نگرش‌های ریسک فردی پرداختند. در این پژوهش از افراد خواسته شد تا یک ارزیابی کلی در مورد تمایل خود به ریسک‌پذیری را به طور کلی انجام دهند. نتایج نشان داد که از نظر اقتصادی، جنس، سن

و سابقه والدین بر تمایل فرد به ریسک‌گریزی تاثیرگذار است. همچنین در این پژوهش پایداری نگرش‌ها در زمینه‌های مختلف مورد سنجش قرار گرفته و متوجه شدند که این نگرش‌ها نسبتا پایدار هستند. همچنین عنوان کردند که والدین در شکل دادن نگرش‌های ریسک کودکان یک نقش بالقوه و مهم دارند.

فالک و همکاران (۲۰۱۸) در مقاله‌ای تحت عنوان «شواهد جهانی در مورد ترجیحات اقتصادی» به بررسی ترجیحات جهانی پرداختند. بررسی ترجیحات جهانی (GPS) شامل معیارهای ترجیح زمانی، اولویت ریسک و سه نوع متمایز از اولویت‌های اجتماعی هستند. در بسیاری از نظریه‌های مورد بررسی، بیان شده ترجیحات، تصمیم‌گیری فردی را هدایت می‌کند و این شامل ترجیحات در مورد ریسک، زمان‌بندی پاداش‌ها و در حوزه اجتماعی تقابل، نوع‌دوستی و اعتماد است. تحقیقات نشان داد که سن، جنسیت و توانایی شناختی ممکن است ترجیحات را تعیین کنند. هر چه سن پایین‌تر باشد، توانایی شناختی بالاتر و ریسک‌پذیری بیشتر است. در مورد جنسیت، تحقیقات نشان دادند که زنان کمتر از مردان صبور هستند، اما تفاوت ناچیز است و هر چه صبر پایین‌تر باشد، ریسک‌پذیری کمتر است. در کل هر چه توانایی شناختی بالاتر باشد، ریسک‌پذیری بیشتر است. علاوه بر این، ریسک‌پذیری در سطح فردی با درآمد نیز همبسته است.

دوهمن و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان «تمایل به ریسک‌پذیری: نقش مفهوم ریسک و خوش‌بینی» شواهدی را ارائه کردند که تمایل به ریسک‌پذیری تحت تاثیر عواملی هستند که این عوامل فراتر از پارامترهای تابع مطلوبیت استاندارد است. اینکه مردم چگونه ریسک را درک می‌کنند و به‌خصوص اینکه تمرکز آن‌ها بر پیامدهای مطلوب یا نامطلوب ریسک است روی ریسک‌پذیری افراد اثرگذار است. آن‌ها نشان دادند تمرکز افراد بر پیامدهای مطلوب یا نامطلوب با خوش‌بینی که یک جنبه پایدار از شخصیت است، مرتبط بوده و خوش‌بینی یکی از عواملی است که روی میزان ریسک‌پذیری افراد اثرگذار است.

با بررسی مطالعات گذشته در زمینه عوامل موثر بر ریسک‌گریزی متوجه شدیم که عوامل بسیاری بر ریسک‌گریزی افراد تاثیرگذار هستند از جمله می‌توان به تحصیلات، درآمد، جنس، سن و... اشاره کرد. نکته‌ای که در اینجا مطرح است، آن است که مطالعات

خارجی نشان دادند که خوش‌بینی و میزان صبوری (نرخ ترجیح زمانی) افراد از عواملی هستند که بر میزان پذیرش ریسک تاثیرگذار هستند، اما تاکنون در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی اثر این دو متغیر در ایران بررسی نشده است. در این پژوهش ما تاثیر تعدادی متغیر کنترلی و خوش‌بینی و صبوری افراد به عنوان متغیرهای اصلی را بر میزان ریسک‌گریزی و همچنین جهت تاثیر این متغیرها را مورد بررسی قرار دادیم.

٤. روش پژوهش

سوال اساسی که در این پژوهش مطرح است و به دنبال پاسخ به آن هستیم، این است که آیا متغیرهای پژوهش ما شامل خوش‌بینی، نرخ ترجیح زمانی، ثروت، درآمد، جنسیت، وضعیت تاهل، سن و تحصیلات افراد روی درجه ریسک‌گریزی آن‌ها اثرگذار است و چنانچه اثرگذار بود جهت این تاثیر به چه صورت است. برای این منظور، ابتدا باید یک سری اطلاعات و داده‌هایی گردآوری شود که در ادامه در مورد نحوه جمع‌آوری آن‌ها توضیح خواهیم داد.

٤-١. جمع‌آوری اطلاعات

از منظر روش گردآوری اطلاعات، تحقیق حاضر در گروه تحقیقات میدانی قرار می‌گیرد و دلیل آن این است که برای گردآوری داده‌ها از پرسشنامه استفاده شده است. جامعه آماری مورد مطالعه، کشور ایران در سال ۱۳۹۹ است و از روش نمونه‌گیری تصادفی استفاده کردیم. برای این منظور بیشترین تعداد پرسشنامه را به صورت آنلاین منتشر کردیم تا افراد در همه مناطق ایران و در تمام رده‌های سنی در این پژوهش شرکت داده شوند. پرسشنامه‌ها در طول یک دوره شش ماهه منتشر و توزیع شد و در شش ماهه دوم سال ۱۳۹۹ تمام اطلاعات گردآوری شدند. برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران[1] برای حالتی که اندازه جامعه بی‌نهایت باشد، استفاده[2] و حجم نمونه ۳۲۰ تعیین شد و در نهایت تعداد ۳۰۴ نفر پرسشنامه را صحیح تکمیل کردند. برای پاسخ به سوالات تحقیق در

1. Cochran Formula

۲. از فرمول $n = \frac{z^2pq}{e^2}$ که z=1/96 ، p=0.3، q=0/7 و e=0/05 برای محاسبه حجم نمونه استفاده شد.

ابتدایی‌ترین اقدام باید درجه ریسک‌گریزی افراد را مورد سنجش قرار می‌دادیم به همین دلیل سوالاتی را به منظور سنجش این متغیر برگزیدیم.

ابتدا یک سری سوالات جمعیت‌شناختی آوردیم. در این مجموعه سوالات هم از پرسش‌های بسته و هم پرسش‌های باز استفاده کردیم. به طور کلی، پرسش‌های بسته به گونه‌ای هستند که پاسخ‌دهندگان در پاسخ به آن‌ها مجبور می‌شوند تنها از بین گزینه‌های پیشنهادی انتخاب کنند، اما در پاسخ‌های باز، پاسخگو آزاد است که هر پاسخی که به ذهنش می‌آید، بیان کند. در پرسشنامه این پژوهش سوالات جنسیت، وضعیت تاهل، تحصیلات، وضعیت شغلی، وضعیت اقتصادی و دارا بودن منزل و خودرو در قالب پرسش‌های دو یا چندگزینه‌ای مطرح شده، اما سوالات مربوط به سن و قیمت منزل و خودرو در قالب سوالات باز مطرح شده و پاسخ‌دهنده محدودیتی برای پاسخ به این سوالات ندارد (سوالات دارا بودن منزل و خودرو و قیمت این دو برای سنجش میزان ثروت به کار رفته‌اند).

پس از آن به منظور سنجش درجه ریسک‌گریزی افراد در وهله اول یک سوال مستقیم درباره تمایل افراد به پذیرش یا عدم پذیرش ریسک پرسیدیم تا شناخت افراد از خود در زمینه ریسک‌گریزی را مورد سنجش قرار دهیم. این سوال به این صورت مطرح شد که «به طور کلی آیا شما فرد ریسک‌گریزی هستید یا ریسک‌پذیر؟» و پاسخ آن در یک طیف پنج گزینه‌ای از بسیار ریسک‌پذیر تا بسیار ریسک‌گریز طبقه‌بندی شده است. پس از آن دو مجموعه سوال آوردیم تا از طریق آن‌ها به ماهیت رفتار افراد در مواجهه با ریسک پی ببریم. مجموعه سوالات اول به اقتباس از پرسشنامه معتبر بین‌المللی GPS آورده شده است. در این سوالات برای افراد شرایطی ترسیم می‌شود و از آن‌ها خواسته می‌شود بین دو حالت، انتخابی انجام دهند. حالت اول این است که آن‌ها مقدار ثابتی پول را به طور حتمی دریافت کنند و یا اینکه در یک بخت‌آزمایی با ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان پول و ۵۰ درصد شانس بردن هیچ پولی شرکت کنند. مبلغ نقد حتمی، کمتر از میزان قرعه‌کشی است و ۵ حالت را ترسیم کردیم که مبلغ حتمی به مبلغ قرعه‌کشی شده نزدیک یا دور است تا افراد با توجه به میزان ریسک‌گریزی‌شان به سوالات پاسخ دهند. جواب این سوال‌ها سه گزینه‌ای بود که گزینه‌ها شامل «شانس ۵۰-۵۰»، «مبلغ نقد حتمی» و «نمی‌دانم» بود. پس

از آن، یک مجموعه سوال دیگر آورده و شرایط ریسک‌داری را برای پاسخ‌دهندگان ترسیم کردیم. برای مثال سوالی درباره اینکه فرد دوست دارد در شغلی با درآمد ثابت و معین مشغول شود یا چقدر ترجیح می‌دهد قبل از تصمیم‌گیری تمام اطلاعات و حقایق را جمع‌آوری کند و یا کارهایی را انجام دهد که روش انجام آن‌ها از قبل تعیین شده و... و افراد با طیف پنج گزینه‌ای از کاملا مخالفم تا کاملا موافقم به این سوالات، پاسخ می‌دادند.

پس از مشخص شدن درجه ریسک‌گریزی افراد، سوالاتی در مورد نرخ ترجیح زمانی مطرح کردیم تا ارتباط این متغیر با ریسک‌گریزی را مورد سنجش قرار دهیم. سوالات این بخش نیز به اقتباس از پرسشنامه معتبر GPS گردآوری شده است. در این بخش از افراد خواسته می‌شود که بین دریافت مقدار مشخصی پول در حال حاضر و مقدار بیشتر در ۱۲ ماه آینده تصمیم‌گیری کنند. مبلغ حال حاضر همواره ثابت، اما مبلغ ۱۲ ماه آینده تغییر می‌کند و افراد با توجه به میزان صبر خود از بین سه گزینه امروز، ۱۲ ماه آینده یا نمی‌دانم گزینه‌ای را انتخاب می‌کنند.

در مرحله بعد سوالات مربوط به متغیر خوش‌بینی را آوردیم. سوالات این بخش نیز به دو قسمت تقسیم می‌شدند؛ بخش اول سوالات به اقتباس از مقاله «نقش مفهوم ریسک و خوش‌بینی» نوشته دوهمن و همکاران آورده شد. این مقاله در سال ۲۰۱۸ تدوین شده و به دنبال سنجش اثر خوش‌بینی بر میزان ریسک‌پذیری افراد است. موضوعات مورد پرسش در این سوالات از افراد با هدف سنجش درجه ریسک‌گریزی افراد به شرح زیر است:

۱- در مورد جنبه‌های منفی یا مثبت ریسک فکر کرده‌اند؟ (گزینه‌ها پنج تایی و از فقط جنبه‌های منفی تا فقط جنبه‌های مثبت)

۲- در مورد موقعیت‌های بزرگ مالی با ریسک‌های بالا یا موقعیت‌های کوچک مالی با ریسک‌های پایین فکر کرده‌اند؟ (فقط موقعیت‌های کوچک مالی تا فقط موقعیت‌های بزرگ مالی)

۳- در مورد شرایطی فکر کرده‌اند که پذیرش ریسک منجر به دستیابی به دستاوردهای کوچک می‌شود یا دستاوردهای بزرگ؟ (فقط دستاوردهای کوچک تا فقط دستاوردهای بزرگ)

۴- در مورد شرایطی فکر کرده‌اند که قبول ریسک و احتمال شکست منجر به خسارت بزرگ می‌شود یا خسارت کوچک؟ (فقط خسارت کم تا فقط خسارت زیاد)

در ادامه یک سری سوالات محقق ساخته نیز آورده شد تا این متغیر به خوبی مورد سنجش قرار گیرد و برای پاسخ به آن‌ها از یک طیف کاملا مخالفم تا کاملا موافقم استفاده می‌شود. برای مثال وقتی به آینده نگاه می‌کند فرد خوش‌بینی است یا بدبین؟ یا انتظار دارد اتفاقات خوب بیشتری برایش بیفتد یا اتفاقات بد؟ و...

پس از طراحی پرسشنامه سپس روایی آن در دو جنبه روایی ظاهری و محتوایی بررسی شد و پس از تایید روایی، پرسشنامه در اختیار افراد قرار گرفت و در نهایت پس از جمع‌آوری داده‌ها، پایایی پرسشنامه از طریق ضریب آلفای کرونباخ مورد ارزیابی قرارگرفت. در این آزمون اگر آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۷ باشد، نشان‌دهنده قابلیت اعتماد به پرسشنامه است که با توجه به نتایج جدول (۱)، پرسشنامه حاضر از پایایی مناسب برخوردار است.

جدول ۱. پایایی تحقیق و مقادیر آلفای کرونباخ

متغیرها	تعداد سوالات	شماره سوالات	آلفای کرونباخ
ریسک‌گریزی	٤	۲۰-۱۷	۰/۷٤
نرخ ترجیح زمانی	٤	۲٤-۲۱	۰/۸٤
خوش‌بینی	٤	۳۰-۲۷	۰/۷۳
	٤	۳٤-۳۱	۰/۸۹
	۱۰	۳٤-۲۵	۰/۷۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش و بر مبنای نرم‌افزار Spss

پس از بررسی روایی و پایایی در مرحله بعد فرضیه‌های پژوهش مورد سنجش قرار می‌گیرد.

٤-۲. رگرسیون چند متغیره

به منظور بررسی رابطه علی بین عوامل موثر بر ریسک‌گریزی از رگرسیون چندمتغیره به شکل رابطه (۴) استفاده شده است.

$$RA_i = \alpha + \beta_1 Optimism_i + \beta_2 Wealth_i + \beta_3 Income_i + \beta_4 Patience_i + \beta_5 Gender_i + \beta_6 Single_i + \beta_7 Age_i + \beta_8 Education_i + \varepsilon_i \quad (۴)$$

$i=1,2,\ldots,315$

هدف از رابطه (۴)، تخمین پارامترهای α، β_1 و ... و β_8 است که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شده است. متغیرهای این رگرسیون به شرح جدول (۲) است.

جدول ۲. متغیرها مورد استفاده در مدل سازی

نام متغیر	توضیح
RA_i	درجه ریسک‌گریزی پاسخ‌دهندگان
$Optimism_i$	خوش‌بینی پاسخ‌دهندگان
$Wealth_i$	ثروت پاسخ‌دهندگان
$Income_i$	درآمد پاسخ‌دهندگان
$Patience_i$	نرخ ترجیح زمانی (میزان صبر) پاسخ‌دهنگان
$Gender_i$	جنسیت پاسخ‌دهنگان
$Single_i$	وضعیت تاهل پاسخ‌دهندگان
Age_i	سن پاسخ‌دهنگان
$Education_i$	تحصیلات پاسخ‌دهندگان

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. مدل‌سازی تجربی و تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش به تفسیر و تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده از جامعه مورد مطالعه در قالب آمار تحلیلی و به دو صورت آمار توصیفی و استنباطی می‌پردازیم. ابتدا داده‌های مربوط به هر یک از متغیرها که از پاسخ پرسشنامه‌های استفاده شده به‌دست آمده در قالب شاخص‌های آماری عددی توصیف شده و شناخت کافی از پراکندگی و ویژگی‌های جمعیت‌شناختی با روش آمار توصیفی به‌دست آمده و پس از آن از روش‌های آمار استنباطی برای تجزیه و تحلیل فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است.

۵-۱. آمارهای توصیفی

اطلاعات توصیفی مربوط به متغیرهای جمعیت‌شناختی شامل جنسیت، وضعیت تاهل، سن، سطح تحصیلات، وضعیت شغلی و وضعیت اقتصادی در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. توزیع فراوانی پاسخگویان برحسب ویژگی‌های جمعیت‌شناختی

متغیر	سطح متغیر	فراوانی	درصد فراوانی
جنسیت	مرد	۱۵۵	٤۹/۲
	زن	۱٦۰	۵۰/۸
	جمع	۳۱۵	۱۰۰/۰
وضعیت تاهل	مجرد	۲۱۹	٦۹/۲
	متاهل	۹٦	۳۰/۵
	جمع	۳۱۵	۱۰۰/۰
سن	کمتر از ۲۰ سال	۱٦	۵/۱
	بین ۲۰-۳۰ سال	۱۷۲	۵٤/٦
	بین ۳۰-٤۰ سال	۱۰۰	۳۱/۷
	بالاتر از ٤۰ سال	۲۷	۸/٦
	جمع	۳۱۵	۱۰۰/۰
سطح تحصیلات	زیر دیپلم	٤	۱/۳
	دیپلم- لیسانس	۹۹	۳۱/٤
	لیسانس- فوق‌لیسانس	۱۳۹	٤٤/۱
	فوق‌لیسانس- دکتری	۷۳	۲۳/۲
	جمع	۳۱۵	۱۰۰/۰
وضعیت شغلی	بیکار	۵۱	۱٦/۲
	بازنشسته	۱	۰/۳
	خانه‌دار	۲۷	۸/٦
	محصل	۷	۲/۲
	دانشجو	۱۳۱	٤۱/٦
	شاغل	۹۸	۳۱/۱
	جمع	۳۱۵	۱۰۰/۰
وضعیت اقتصادی	درآمد زیر ۱ میلیون تومان	۱۱۲	۳۵/٦
	درآمد بین ۱-۳ میلیون تومان	۱۰٦	۳۳/۷
	درآمد بین ۳-٦ میلیون تومان	٦۳	۲۰/۰
	درآمد بالای ٦ میلیون تومان	۳٤	۱۰/۸
	جمع	۳۱۵	۱۰۰/۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود از نظر جنسیت زنان با ۵۰/۸ درصد بیشترین حجم نمونه را تشکیل می‌دهند. از نظر وضعیت تاهل نیز مجردها با ۶۹/۲ درصد بیشترین حجم نمونه را به خود اختصاص داده‌اند. از نظر سن افراد کمتر از ۲۰ سال با ۵/۱ درصد کمترین حجم نمونه و افراد بین ۲۰-۳۰ سال با ۵۴/۶ درصد بیشترین حجم نمونه را تشکیل داده‌اند. از نظر سطح تحصیلات افراد زیر دیپلم با ۱/۳ درصد و افراد دارای مدرک تحصیلی لیسانس- فوق‌لیسانس با ۴۴/۱ درصد به ترتیب کمترین و بیشترین حجم نمونه را دارا هستند. با نگاه به جدول در مورد وضعیت شغلی نیز متوجه خواهیم شد که افراد دانشجو بیشترین حجم نمونه را دارند و از نظر وضعیت اقتصادی افراد با درآمد بالای ۶ میلیون تومان با ۱۰/۸ درصد و افراد با درآمد زیر ۱ میلیون تومان با ۳۵/۶ درصد، کمترین و بیشترین حجم نمونه را تشکیل داده‌اند.

۵-۲. تصریح مدل

قبل از تصریح مدل از آنجایی که در این مدل‌ها از داده‌های مقطعی استفاده شده است مهم‌ترین آزمون‌های خوبی برازش که عبارتند از آزمون ناهمسانی واریانس[1] و آزمون هم‌خطی[2] باید انجام گیرد.

۵-۲-۱. آزمون واریانس ناهمسانی

نتایج حاصل از این آزمون از طریق نرم‌افزار Stata در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به اینکه در این آزمون Prob بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است؛ از این رو، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس جملات خطا رد نمی‌شود.

جدول ٤. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی با استفاده از روش بروش-پاگان

آماره آزمون	مقدار آماره	احتمال
Chi2(1)	۱/٦۳	۰/۲۰۱۲

ماخذ: محاسبات پژوهش و بر مبنای نرم‌افزار STATA

1. Heteroskedasticity test
2. Collinearity test

۵-۲-۲. آزمون هم‌خطی

در این پژوهش برای تشخیص هم‌خطی میان متغیرها از آزمون کشف عنصر افزایش‌دهنده واریانس (VIF)[1] استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است. تحقیقات پیشین نشان داده‌اند که اگر مقدار VIF هر یک از رگرسورها کمتر از ۵ باشد در این صورت می‌توان بیان کرد که مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی وجود ندارد.

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌خطی (آزمون VIF)

متغیرها	VIF	1/VIF
Optimism	۱/۲۱	۰/۸۲۷۴۹۴
Wealth	۱/۶۰	۰/۶۲۵۱۸۴
Income	۱/۱۸	۰/۸۴۸۸۶۵
Patience	۱/۰۵	۰/۹۵۴۲۳۳
Gender	۱/۱۳	۰/۸۸۴۰۶۶
Single	۱/۳۰	۰/۷۶۶۵۸۵
Age	۱/۹۷	۰/۵۰۸۱۰۸
Education	۱/۱۷	۰/۸۵۶۳۳۴
۱/۳۳		میانگین VIF

ماخذ: یافته‌های پژوهش و بر مبنای نرم‌افزار STATA

با توجه به اینکه مقادیر ضریب افزایش واریانس (VIF) برای تمامی متغیرها کمتر از ۵ و به خصوص کمتر از ۲ است؛ از این رو، بین متغیرهای مستقل هم‌خطی وجود ندارد.

۵-۳. برآورد مدل

پس از آمار توصیفی به‌تصریح مدل به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) پرداختیم.

1. Variance Inflation Factor

جدول ٦. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش OLS

متغیر وابسته		RA	
متغیرها	ضرایب*	مقدار آماره t	احتمال
Optimism	-۰/۰۲۷۵۳٤*	-۳/۷۱	۰/۰۰۰
Wealth	۰/۰۰۰۳۱۳۹*	۳/۰۷	۰/۰۰۲
Income	-۰/۲۸۷٦۱٦۲*	-٦/٦۳	۰/۰۰۰
Patience	-۰/۰۱۷۹۲٦۷	-۰/۸۱	۰/٤۱۸
Gender	-۰/۱۹۱۳٦۳۳*	-۲/۲٦	۰/۰۲٤
Single	۰/۲۲٦٤۸۸٥*	۲/۳۱	۰/۰۲۲
Age	۰/۰٤٤۳٥۰۳*	٥/٦۳	۰/۰۰۰
Education	۰/۰٦۹٤٤۱۲	۱/۲٤	۰/۲۱٥
_Cons	۲/۱٦۰٦٦۱*	٥/۷٥	۰/۰۰۰
Number of obs	۳۰٤	F(8,295)	۲۹/۱۳
R-squared	۰/٤٤۱۳	Prob > F	۰/۰۰۰۰
Adj R-squared	۰/٤۲٦۲	Root MSE	۰/٦۹۳۲٥

* ضریب در سطح ٥ درصد معنی‌دار است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش و بر مبنای نرم‌افزار STATA

در این روش برای تشخیص معناداری ضرایب از Prob استفاده می‌شود و چنانچه Prob آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ باشد، آن متغیر از لحاظ آماری معنادار نبوده و بر متغیر وابسته بی‌اثر است در غیر این صورت متغیر مورد بررسی بر متغیر وابسته اثرگذار است. طبق جدول مشاهده می‌کنیم که متغیرهای خوش‌بینی، ثروت، درآمد، جنسیت، وضعیت تاهل و سن دارای ضرایب معنادار بوده و اثرگذاری آن‌ها بر متغیر وابسته به این صورت است که متغیرهای خوش‌بینی و درآمد اثر معکوس و معنادار بر ریسک‌گریزی دارند؛ یعنی با افزایش آن‌ها ریسک‌گریزی کاهش می‌یابد. متغیرهای ثروت و سن اثر مستقیم و معنادار بر ریسک‌گریزی دارند؛ یعنی هرچه فرد ثروتمندتر و مسن‌تر باشد، ریسک‌گریزی افزایش می‌یابد و اثرگذاری متغیرهای جنسیت و وضعیت تاهل نیز به این صورت است که زنان و افراد متاهل ریسک‌گریزی بیشتر نسبت به مردان و افراد مجرد دارند.

برای اینکه بتوان به نتایج حاصل از روش OLS اعتماد کرد باید یک سری پیش‌شرط‌هایی محقق باشد و به این منظور آزمون‌های واریانس ناهمسانی و هم‌خطی انجام گرفت.

٥-٤. تفسیر نتایج

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر خوش‌بینی بر درجه ریسک گریزی نشان می‌دهد خوش‌بینی بر ریسک گریزی در ایران اثر معکوس و معنادار دارد. از این رو، می‌توان انتظار داشت هر اندازه خوش‌بینی افراد افزایش یابد، ریسک گریزی کاهش یابد. به عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که هر چه افراد خوش‌بین‌تر باشند، ریسک‌پذیرتر شوند. نتایج این فرضیه با پژوهش‌های فلتن و گیبسون (۲۰۱۴)، دوهمن و همکاران (۲۰۱۸) که به این نتیجه رسیدند که خوش‌بینان ریسک‌پذیری بیشتری دارند، همخوانی دارد.

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر ثروت بر درجه ریسک گریزی نشان می‌دهد ثروت بر ریسک گریزی در ایران اثر مستقیم و معنادار دارد. بنابراین، می‌توان انتظار داشت هر اندازه ثروت فرد افزایش یابد، ریسک گریزی فرد نیز افزایش یابد. به عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت افراد ثروتمند ریسک گریزتر هستند. نتایج این فرضیه با پژوهش‌های آقاسی و همکاران (۱۳۹۵) و قان‌بیلی (۱۳۹۷) که بیان می‌دارند با افزایش ثروت، افراد تمایل کمتر به پذیرش ریسک دارند و ریسک گریزتر می‌گردند، همخوانی دارد. همچنین نتیجه مربوط به این فرضیه با پژوهش رونالد و گرابل[1] (۲۰۱۰) همخوانی ندارد؛ آنان با بررسی اثر ثروت بر ریسک گریزی افراد به این نتیجه رسیده بودند که با افزایش ثروت، تمایل افراد به تحمل ریسک بیشتر خواهد بود. به بیان دیگر، افراد هر چه ثروتمندتر شوند، ریسک‌پذیرتر می‌شوند. از این رو، اثر ثروت بر ریسک گریزی جای بحث و تفکر دارد.

با مطالعه پژوهش‌های پیشین به نظر می‌رسد این احتمال وجود دارد که در ایران اثر ثروت به ریسک گریزی معکوس این مسئله در کشورهای دیگر باشد. شاید بتوان این موضوع را این‌گونه تفسیر کرد که در ایران، ثروت ناشی از به ارث رسیدن یا باد آورده باشد که سبب شده است افراد با ثروت بیشتر ریسک گریزتر شوند. استدلال دیگری که

1. Ronald, S. & Grable, D.

می‌توان در اینجا مطرح کرد، اشتباه در اندازه‌گیری ثروت است. در ایران اطلاعات مربوط به دارایی و ثروت افراد مشخص نیست و در این مطالعه نیز داشتن خودرو و مسکن و قیمت حدودی آن‌ها معیار قرار گرفته است که خود افراد آن را گزارش کرده‌اند؛ از این رو، ممکن است تورش داشته باشد.

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر درآمد بر درجه ریسک‌گریزی نشان می‌دهد درآمد بر ریسک‌گریزی در ایران اثر معکوس و معنادار دارد. از این رو، می‌توان انتظار داشت هر اندازه درآمد فرد افزایش یابد، ریسک‌گریزی آن کاهش یابد. به بیان دیگر، می‌توان نتیجه گرفت افراد با درآمد بالا، ریسک‌پذیرتر هستند. نتایج این فرضیه با پژوهش‌های رایت (۲۰۱۲-۲۰۱۴) ، شاه و همکاران[1] (۲۰۲۰) که بیان می‌دارند با افزایش درآمد تمایل افراد به ریسک‌پذیری افزایش می‌یابد همخوانی دارد.

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر جنسیت بر درجه ریسک‌گریزی نشان می‌دهد جنسیت بر ریسک‌گریزی اثر معناداری دارد؛ به این صورت که زنان ریسک‌گریزتر از مردان هستند. از این رو، مردان ریسک‌پذیری بیشتری دارند و هرچه در یک جامعه تعداد مردان بیشتر باشد، ریسک‌پذیری بیشتری اتفاق می‌افتد. نتایج این فرضیه با پژوهش‌های بنیر و نیوبرت[2] (۲۰۱۶)، حسین‌نژاد و حدادی (۱۳۹۶) و محمدی مجد (۱۳۹۸) که بیان می‌دارند زنان نسبت به مردان ریسک‌گریزی بیشتری دارند، همخوانی دارد.

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر وضعیت تاهل بر درجه ریسک‌گریزی نشان می‌دهد وضعیت تاهل بر ریسک‌گریزی در ایران اثر معناداری دارد؛ به این صورت که افراد متاهل ریسک‌گریزتر از افراد مجرد هستند. پس هر چه تعداد افراد مجرد در یک جامعه بیشتر باشد، ریسک‌پذیری بیشتری اتفاق می‌افتد.

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر سن بر درجه ریسک‌گریزی نشان می‌دهد متغیر سن بر ریسک‌گریزی در ایران اثر مستقیم و معنادار دارد و این فرضیه مورد تایید قرار گرفت. از این رو، می‌توان انتظار داشت هر اندازه سن افراد افزایش می‌یابد،

1. Shah, N. H., et al.
2. Bannier, C.E., & Neubert, M.

ریسک‌گریزی آن‌ها نیز افزایش یابد. به عبارت دیگر، می‌توان گفت افراد مسن‌تر، ریسک‌گریزتر هستند. نتایج این فرضیه با پژوهش‌های بنیر و نیوبرت (۱۹۹۹) و منادیا و همکاران (۱۳۸۶) که بیان می‌دارند با افزایش سن، ریسک‌گریزی افراد افزایش می‌یابد همخوانی دارد.

نتایج حاصل از آماره t مربوط به اثر متغیر نرخ ترجیح زمانی و سطح تحصیلات بر درجه ریسک‌گریزی نشان می‌دهد نرخ ترجیح زمانی و تحصیلات بر ریسک‌گریزی در ایران اثر معناداری ندارد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش از بین عوامل متعدد موثر بر ریسک‌گریزی افراد، تعدادی از آن‌ها انتخاب و میزان و چگونگی اثرگذاری آن‌ها بر ریسک‌گریزی افراد بررسی شد. آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که متغیرهای خوش‌بینی و درآمد اثر معکوس و معنادار بر ریسک‌گریزی دارند و با افزایش آن‌ها ریسک‌گریزی کاهش می‌یابد. متغیرهای ثروت و سن نیز اثر مستقیم و معنادار بر ریسک‌گریزی دارند و با افزایش آن‌ها، ریسک‌گریزی نیز افزایش می‌یابد. متغیرهای نرخ ترجیح زمانی و تحصیلات نیز طبق آزمون فرضیه‌ها اثر معناداری بر ریسک‌گریزی افراد در ایران ندارند. در مورد متغیر وضعیت تاهل اثرگذاری این متغیر به این صورت است که افراد متاهل نسبت به افراد مجرد ریسک‌گریزی بیشتری دارند و همچنین در مورد جنسیت نتایج حاکی از این است که زنان ریسک‌گریزی بیشتری نسبت به مردان دارند.

یافته‌های این مطالعه برای شرکت‌های مشاور سرمایه‌گذاری و شرکت‌های بیمه که ریسک‌گریزی افراد برای پیشنهادات سرمایه‌گذاری و یا تعیین حق بیمه تاثیرگذار است، مفید است. از این رو، می‌تواند در تعیین سبدهای بهینه سرمایه‌گذاری و همچنین نرخ بهینه حق بیمه مفید باشد و از این طریق در تخصیص بهینه منابع مالی و رشد و توسعه اقتصاد موثر باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود مشاوران، عوامل موثر بر ریسک گریزی افراد را در توصیه‌های مالی و اقتصادی خود در نظر بگیرند.

بر اساس یافته‌های این مطالعه افراد خوش‌بین ریسک‌گریزی کمتری دارند؛ از این رو، پیشنهاد می‌شود شرکت‌های مورد اشاره علاوه بر سایر ویژگی‌های افراد، این معیار را نیز در پیشنهادهای سرمایه‌گذاری و یا سیاست‌های بیمه‌ای مختلف مدنظر قرار دهند. به عبارت دیگر، برای افراد خوش‌بین سرمایه‌گذاری با ریسک بالاتر را پیشنهاد دهند. یا شرکت‌های بیمه به افراد خوش‌بین که احتمالا تمایل کمتری برای پذیرش بیمه دارند، پیشنهادهای مختلفی ارائه داده و یا از مشکلات عدم بیمه به آن‌ها توضیح دهند تا آن‌ها را ترغیب به خرید بیمه کنند.

عوامل دیگر درآمد، ثروت، جنس و سن هستند. یافته‌ها نشان داد که افراد با درآمد بالاتر، ثروت پایین‌تر، مردان و جوان‌ترها تمایل بیشتری به پذیرش ریسک دارند؛ از این رو، شرکت‌های مشاور سرمایه‌گذاری و شرکت‌های بیمه می‌توانند برای انجام فعالیت‌های خود این موارد را در نظر بگیرند. به عنوان مثال، شرکت‌های سرمایه‌گذاری برای افراد با درآمد بالاتر و ثروت پایین‌تر، مردان و جوان‌ترها پیشنهادات سرمایه‌گذاری ریسک‌دارتر داشته باشند و در مقابل برای افراد با درآمد پایین‌تر، ثروت بیشتر، زنان و مسن‌ترها پیشنهادات سرمایه‌گذاری با ریسک کمتر داشته باشند. شرکت‌های بیمه نیز می‌توانند برای افزایش درآمد خود، افراد با درآمد پایین‌تر و ثروت بیشتر، زنان و مسن‌ترها را بیشتر جذب خرید بیمه کنند، اما از طرفی می‌توانند از طریق راهکارهایی مانند تنوع در قراردادهای بیمه خود، تبلیغات بیشتر و آگاهی دادن به مشکلات عدم بیمه، افراد با درآمد بالا و ثروت کم، مردان و جوان‌ترها را هم به سمت خرید بیمه سوق دهند و چنانچه در اقدامات خود تفاوت رفتاری افراد از لحاظ پذیرش ریسک را مدنظر قرار دهند، می‌توانند موفق‌تر عمل کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Habib Morovat https://orcid.org/0000-0003-4921-1581
Sirous Omidvar http://orcid.org/0000-0001-9518-8031
Roya Eskandari https://orcid.org/0009-0002-5648-9522

منابع

ابراهیمی سرو علیا، محمدحسن و صابونچی، امین. (۱۳۹۶). نقش عوامل جمعیت‌شناختی در تبیین تحمل ریسک سرمایه‌گذاران حقیقی و رفتار ریسک‌پذیری آنان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.

ارضاء، امیرحسین و دهقان ابنوی، طاهره. (۱۳۹۶). اثر سواد مالی سهامداران حقیقی بر درجه ریسک‌گریزی ایشان در بازار سرمایه ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.

آقاسی، سعید و آقاسی، احسان و بیگلری، سحر. (۱۳۹۵). بررسی رابطه تحمل ریسک مالی و ویژگی‌های سرمایه‌گذاران (هوش مالی، مهارت مدیریت مالی، ثروت) بر اساس مدل بومی‌شده دونالد مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی‌پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۳۱(۹)، ۲۱-۳۳.

پندیک، رابرت اس و رابینفیلد، دانیال ال. اقتصاد خرد (۱). ترجمه احمد ذی‌حجه‌زاده .(۱۳۹۳). چاپ پنجم. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم‌انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، مرکز تحقیق و توسعه علوم‌انسانی.

تقی‌نژاد عمران، وحید و علمی، میلاد و حسین پور، فاطمه زهرا .(۱۴۰۰). اثر فراز و فرود فعالیت‌های اقتصادی بر تعیین‌کننده‌های اهرم مالی. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۶(۸۸)، در دست انتشار.

حسین‌نژاد، سپیده و حدادی، محمدحسن. (۱۳۹۶). تاثیر جنسیت بر درجه ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تبریز. اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت.

شاکری، عباس. (۱۳۹۲). *اقتصاد خرد ۲: نظریه‌ها و کاربردها*. چاپ نهم. تهران: نشر نی.

فروغی، محمد علی و عظیمی، حسین .(۱۳۷۷). اصول علم ثروت ملل. تهران: انتشارات فرزان.

قان‌بیلی، مرجان و قان‌بیلی، فاطمه. (۱۳۹۷). عوامل تاثیرگذار بر مدیریت ریسک و عملکرد مالی شرکت‌ها. پنجمین کنفرانس ملی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری.

قلی‌زاده، محمدحسن و زائرثابت، سمیه. (۱۳۹۱). مالی رفتاری و تصمیمات سرمایه‌گذاری. پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد رشته مدیریت MBA – مدیریت مالی، پردیس بین‌المللی دانشگاه گیلان.

لاری سمنانی، بهروز و شاکری، حمیده. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر دام‌های مالی رفتاری بر ریسک سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته مدیریت بازرگانی – مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه پیام‌نور تهران غرب.

محمدی مجد، اسماعیل. (۱۳۹۸). تاثیر سن و جنسیت بر توانایی ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران با تاکید بر سوگیری و پشیمان گریزی. دومین کنفرانس ملی تحقیقات بنیادین در مدیریت و حسابداری.

مظلومی، نادر و لطیفی، فریبا و آسایی، هیوا. (۱۳۸۶). بررسی رابطه ریسک‌پذیری مدیران با عملکرد سازمان‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات مدیریت، بهبود و تحول*، ۵۶(۱)، ۹۲-۷۱. Dor: 20.1001.1.22518037.1386.18.56.4.2

منادیا، مارال و مستوفی، بهزاد و صبحیه، محمدحسین. (۱۳۸۶). عوامل تاثیرگذار بر قابلیت تحمل ریسک و مدل‌پذیری آن. *فصلنامه مدیریت پروژه*، (۵)، ۳۷-۴۱.

ولی زاده لاریجانی، زهرا. (۱۳۸۷). نتایج مدیریت واقعی سود. پایان نامه منتشر نشده دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا تهران.

یوسفی، راحله و شهرآبادی، ابوالفضل. (۱۳۸۸). بررسی و آزمون توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، مجله مدیریت توسعه و تحول، ۱(۲)، ۵۷-۶۴.

References

Aghasi, S., Aghasi, E, & Bighlary, S. (2016). Investigating the relationship between financial risk tolerance and characteristics of investors(Financial intelligence, Financial management skills, wealth). Case study: Tehran stock Exchange. *Journal of Scientific Science Research*, Financial Analysis, 31(9), 21-33. [In Persian]

Bannier, C.E., & Neubert, M. (2016). Gender differences in financial risk taking: The role of financial literacy and risk tolerance. *Economics Letters*, 145, 130-135. DOI: 10.1016/j.econlet.2016.05.033

Barberis, N., & Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 1053-1055.
https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01027-6

Baumgartner, J. N., Schneider, T. R., & Capiola, A. (2018). Investigating the relationship between optimism and stress responses: A biopsychosocial perspective. *Personality and Individual Differences*, *129*, 114-118. https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.03.021

Concina, L. (2014). *Risk attitude & Economics*. The Foundation for an industrial safety culture (Foncsi).

De Paola, M. (2013). The determinants of risk aversion: the role of intergenerational transmission. *German Economic Review*, *14*(2), 214-234. https://doi.org/10.1111/j.1468-0475.2011.00561.x

Dohmen, T. J., Quercia, S., & Willrodt, J. (2018). Willingness to take risk: The role of risk conception and optimism. CRC TR 224 Discussion Paper Series *crctr224_2018_023*, University of Bonn and University of Mannheim, Germany.

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. https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01015.x

Ebrahimi Sarve olya, M., Saboonchi, A.(2017). The Demographical Factors Role in Explanation of Retail Investors' Financial Risk-Tolerance and Their Risk-Taking Behavior. Master Thesis in Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University. [In Persian]

Erza, A., Dehghan abnavi, T. (2017). The impact of individual shareholder's financial literacy on their risk aversion degree in the capital market of Iran. Master Thesis, Faculty of management and Accorting, Allameh Tabataba'i University. [In Persian]

Falk, A., Becker, A., Dohmen, T., Enke, B., Huffman, D., & Sunde, U. (2018). Global evidence on economic preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, *133*(4), 1645-1692. https://doi.org/10.1093/qje/qjy013

Felton, J., Gibson, B., & Sanbonmatsu, D. M. (2003). Preference for risk in investing as a function of trait optimism and gender. *The journal of behavioral finance*, *4*(1), 33-40.
https://doi.org/10.1207/S15427579JPFM0401_05

Foroghi, M., Azimi, H. (1998). *Principles of the science of wealth of nations*. Tehran, Farzan Publications. [In Persian]

Gholizadeh, M., Zaer Sabet, S. (2012). Behavioral finance and investment decisions. Master Thesis. International Campus of Gilan University. [In Persian]

Hossein Nejad, S., Hadadi, M. (2017). The effect of gender on the degree of risk-taking of investors in Tabriz Stock Exchange. First National Conference on the Role of Accounting, Economi & Management. [In Persian]

Lari Semnani, B., Shakeri, H. (2016). Investigating the effect of the behavioral – financial traps on the investment risk in Tehran Stoch Exchange. Master Thesis, Faculty of Management and Accounting, Payam-e-Noor University of West Tehran. [In Persian]

Manadia, M., Mostofi, B, & Sobhieh, M. (2007). Factors affecting risk tolerance and modelability. Project Management Quarterly, 5, 37-41. [In Persian]

Mazloomi, N., Latifi, F, & Asaiy, H. (2007). Investigating the relationship between managers' risk-taking and the performance of organizations in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Management, improvement and transformation studies, 56(1)*, 71-92. [In Persian]

Mohammadi Majd, E. (2019). The effect of age and gender on investors' risk-taing ability with emphasis on bias and remorse. Second National Conference on Fundamental Research in Management and Accounting. [In Persian]

Pindyck S., Daniel L. Rubinfeld., translated by Zihajjeh-Zadeh, A PHD. (2014). Microeconomics (1), Organization for the Study and Compilation of University Humanities Books (samt), 204-240. [In Persian]

Qan Billy, M., Qan Billy, F. (2018). Factors affecting risk management and financial performance of companies. Fifth National Conference on Applied Research in Management and Accounting. [In Persian]

Ronald,S., John,E., & Grable,D. (2010). Financial Numeracy, Net Worth, and Financial Management Skills: Client Charasteristics that Differ Based on Financial Risk Tolerance, *Journal of Financial Service professionals*. 98, 57-66.

Sakha, S. (2019). Determinants of risk aversion over time: Experimental evidence from rural Thailand. *Journal of Behavioral and Experimental Economics, 80*, 184-198. https://doi.org/10.1016/j.socec.2019.03.008

Shah, N. H., Khalid, W., Khan, S., Arif, M., & Khan, M. A. (2020). An Empirical Analysis of Financial Risk Tolerance and Demographic Factors of Business Graduates in Pakistan. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *10*(4), 220-234.

Shakeri, A. (2013). *Microeconomic (2): Tjeories and applications*. Tehran, 425-450. [In Persian]

Taghinejad Imran, V., Elmy, M, & Hosseinpur, F. (2021). The effect of ups and downs of economic activities on the determinants of financial leverage. *Iranian Econommic Researh, 26(88).* [In Persian]

Valizadeh Larijani, Z. (2008). Real profit management results. Master Thesis, Faculty of Social and Economic Sciences, Al-Zahra University of Tehran. [In Persian]

Wright, J. (2017). To what extent does income predict an individual's risk profile in the UK (2012-2014). MPRA Paper No. 80757, posted 11 Aug 2017 15:52 UTC, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80757/.

Yoosefi, H., Shar Abadi, A. (2009). Investment mass test of investors in Tehran Stock Exchange. *Journal of Development and Transformation Management,1(2),* 57-64. [In Persian]

پیوست

«پرسشنامه»

پاسخگوی گرامی

با سلام و احترام

پرسشنامه‌ای که پیش رو دارید جهت انجام یک تحقیق علمی در زمینه "عوامل موثر بر ریسک‌گریزی در ایران با تاکید بر خوش‌بینی" طراحی شده است. پرسشنامه فاقد نام و هرگونه اطلاعات شخصی بوده و پاسخ‌های شما صرفاً جهت تجزیه‌وتحلیل آماری و دستیابی به اهداف پژوهش مورداستفاده قرار می‌گیرد. لذا خواهشمند است با پاسخ‌های صادقانه خویش ما را در این پژوهش یاری نمایید. پیشاپیش از همکاری شما صمیمانه قدردانی می‌شود.

---

۱) جنسیت □ زن □ مرد

۲) وضعیت تاهل □ مجرد □ متاهل

۳) سن .....

۴) تحصیلات □ زیر دیپلم □ دیپلم- لیسانس □ لیسانس- فوق لیسانس □ فوق لیسانس- دکتری

۵) وضعیت شغلی □ بیکار □ بازنشسته □ خانه دار □ محصل □ دانشجو □ شاغل

۶) وضعیت اقتصادی □ درآمد زیر۱ میلیون تومان □ درآمد بین ۱-۳ میلیون تومان □ درآمد بین ۳-۶ میلیون تومان □ درآمد بالای ۶ میلیون تومان

۷) آیا شما صاحب منزل شخصی هستید؟ □ بله □خیر

۸) در صورتی که پاسخ شما بله است لطفا قیمت تقریبی منزل خود را بیان نمایید؟ .....

۹) آیا شما صاحب خودرو می‌باشید؟ □ بله □ خیر

۱۰) در صورتی که پاسخ شما بله است لطفا قیمت تقریبی خودروی خود را بیان نمایید؟.....

به طور کلی ریسک به معنای جسارت داشتن و یا بروز رفتار یا اقدام در جهتی با آینده نامعلوم است به نحوی که نمی‌توان نتایج آن را با اطمینان تشخیص داد و ریسک‌گریزی به معنای عدم تمایل به معامله‌ای پرسود ولی با ریسک بالا و ترجیح دادن معامله‌ای با سود کمتر ولی امنیت بیشتر می‌باشد. ریسک‌پذیری دقیقا نقطه مقابل ریسک‌گریزی است. لطفا با توجه به این تعاریف به سوالات زیر پاسخ دهید.

۱۱) به طور کلی آیا شما فرد ریسک‌گریزی هستید یا ریسک‌پذیر؟

□ بسیار ریسک‌پذیر هستم. □ تا حدی ریسک‌پذیر هستم. □ بی‌تفاوت نسبت به ریسک هستم. □ تا حدی ریسک‌گریز هستم. □ بسیار ریسک‌گریز هستم.

حال لطفا خود را در شرایطی فرض کنید که می‌توانید بین این دو حالت یکی را انتخاب کنید. یکی اینکه مقدار ثابتی پول را حتما دریافت کنید و یا در قرعه‌کشی شرکت کنید که در آن ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان پول دارید و ۵۰ درصد شانس بردن هیچ پولی را ندارید. در اینجا پنج حالت مختلف را برایتان مطرح می‌کنیم.

۱۲) آیا ترجیح می‌دهید در یک قرعه کشی با ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان در مقابل ۵۰ درصد احتمال قرعه پوچ شرکت کنید یا در عوض ۸ میلیون تومان پول نقد حتمی دریافت کنید؟

□ شانس ۵۰/۵۰ □ مبلغ نقد حتمی □ نمی‌دانم

۱۳) آیا ترجیح می‌دهید در یک قرعه کشی با ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان در مقابل ۵۰ درصد احتمال قرعه پوچ شرکت کنید یا در عوض ۷ میلیون تومان پول نقد حتمی دریافت کنید؟

□ شانس ۵۰/۵۰ □ مبلغ نقد حتمی □ نمی‌دانم

۱۴) آیا ترجیح می‌دهید در یک قرعه کشی با ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان در مقابل ۵۰ درصد احتمال قرعه پوچ شرکت کنید یا در عوض ۶ میلیون تومان پول نقد حتمی دریافت کنید؟

□ شانس ۵۰/۵۰ □ مبلغ نقد حتمی □ نمی‌دانم

۱۵) آیا ترجیح می‌دهید در یک قرعه کشی با ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان در مقابل ۵۰ درصد احتمال قرعه پوچ شرکت کنید یا در عوض ۵ میلیون تومان پول نقد حتمی دریافت کنید؟

□ شانس ۵۰/۵۰ □ مبلغ نقد حتمی □ نمی‌دانم

۱۶) آیا ترجیح می‌دهید در یک قرعه کشی با ۵۰ درصد شانس بردن ۱۲ میلیون تومان در مقابل ۵۰ درصد احتمال قرعه پوچ شرکت کنید یا در عوض ۴ میلیون تومان پول نقد حتمی دریافت کنید؟

□ شانس ۵۰/۵۰ □ مبلغ نقد حتمی □ نمی‌دانم

هرکدام از جملات زیر را بخوانید و با توجه به طیف زیربه آنها امتیاز دهید:

۱۷) من ترجیح می‌دهم در شغلی مشغول به کار شوم که درآمد ثابت و معینی دارد.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

۱۸) من ترجیح می‌دهم قبل از تصمیم‌گیری تمام اطلاعات و حقایق مرتبط را جمع آوری کنم.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

۱۹) من ترجیح می‌دهم کارهایی را انجام بدهم که از قبل روش انجام آنها تعیین شده و مشخص است.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

۲۰) من ترجیح می‌دهم کارهایی را انجام دهم که جدید نیستند و در مورد نتیجه آنها اطمینان کافی وجود دارد.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

حالتی را فرض کنید که شما بین دریافت مبلغی در امروز و دریافت مبلغی ۱۲ ماه بعد حق انتخاب دارید. در اینجا ما پنج حالت را برای شما شرح می‌دهیم که میزان مبلغ دریافتی امروز در همه موارد ثابت، اما مقدار مبلغ دریافتی ۱۲ ماه بعد هر دفعه متفاوت است. مایلیم بدانیم در هر موقعیت شما کدام را انتخاب خواهید کرد. لطفاً فرض کنید تورم وجود ندارد، ینی فرض کنید قیمت‌ها در امروز و آینده ثابت باشد.

۲۱) آیا ترجیح می‌دهید مبلغ ۱۰ میلیون تومان امروز دریافت کنید یا ۱۲ میلیون تومان ۱۲ ماه دیگر؟

□ امروز □ ۱۲ ماه دیگر □ نمی‌دانم

۲۲) آیا ترجیح می‌دهید مبلغ ۱۰ میلیون تومان امروز دریافت کنید یا ۱۵ میلیون تومان ۱۲ ماه دیگر؟

□ امروز □ ۱۲ ماه دیگر □ نمی‌دانم

۲۳) آیا ترجیح می‌دهید مبلغ ۱۰ میلیون تومان امروز دریافت کنید یا ۱۷ میلیون تومان ۱۲ ماه دیگر؟

□ امروز □ ۱۲ ماه دیگر □ نمی‌دانم

۲۴) آیا ترجیح می‌دهید مبلغ ۱۰ میلیون تومان امروز دریافت کنید یا ۲۰ میلیون تومان ۲۰ ماه دیگر؟

□ امروز □ ۱۲ ماه دیگر □ نمی‌دانم

به طور کلی خوش‌بین‌ها کسانی هستند که با اعتماد به نفس به آینده نگاه می‌کنند و اغلب انتظار اتفاقات خوب را دارند. بدبین‌ها دقیقاً نقطه مقابل خوش‌بین‌ها هستند. با توجه به این تعریف لطفاً به سوالات زیر پاسخ دهید.

---

۲۵) شما خودتان را چگونه توصیف می‌کنید؟ آیا شما فردی خوش‌بین هستید یا بدبین؟

□ کاملا بدبین هستم. □ نسبتا بدبین هستم. □ نظری ندارم. □ نسبتا خوش‌بین هستم. □ کاملا خوش‌بین هستم.

۲۶) هنگامی که در مورد آینده خود فکر می‌کنید آیا شما ...

□ کاملا بدبین هستید. □ نسبتا بدبین هستید. □ نظری ندارید. □ نسبتا خوش‌بین هستید. □ کاملا خوش‌بین هستید.

۲۷) در هنگام پاسخ به سوال تمایل به ریسک آیا شما در مورد جنبه‌های منفی ریسک فکر کردید یا جنبه‌های مثبت آن؟

□ فقط در مورد جنبه‌های منفی □ بیشتر در مورد جنبه‌های منفی □ به طور متوسط در مورد جنبه‌های منفی و مثبت □ بیشتر در مورد جنبه‌های مثبت □ فقط در مورد جنبه‌های مثبت

۲۸) در هنگام پاسخ به سوال تمایل به ریسک آیا شما در مورد موقعیت‌های بزرگ مالی که دارای ریسک‌های بالایی هستند فکر کردید یا در مورد موقعیت‌های کوچک مالی با ریسک‌های پایین؟

□ فقط در مورد موقعیت‌های کوچک مالی □ بیشتر در مورد موقعیت‌های کوچک مالی □ به طور متوسط در مورد موقعیت‌های کوچک و بزرگ مالی □ بیشتر در مورد موقعیت‌های بزرگ مالی □ فقط در مورد موقعیت‌های بزرگ مالی

۲۹) در هنگام پاسخ به سوال تمایل به ریسک آیا در مورد شرایطی فکر کرده‌اید که این ریسک منجربه دستیابی یا عدم دستیابی به دستاوردهای کوچک می‌شود یا در مورد شرایطی با دستاوردهای بزرگ؟

□ فقط دستاوردهای کوچک □ بیشتر دستاوردهای کوچک □ به طور متوسط به دستاوردهای بزرگ و کوچک □ بیشتر دستاوردهای بزرگ □ فقط دستاوردهای بزرگ

۳۰) در هنگام پاسخ به سوال تمایل به ریسک آیا شما در مورد شرایطی فکر کرده‌اید که در صورت قبول ریسک و احتمال شکست در آن منجربه بروز خسارت بزرگی می‌شود یا خسارت کم؟

□ فقط خسارت کم □ بیشتر خسارت کم □ به طور متوسط به خسارت کم و زیاد □ بیشتر خسارت زیاد □ فقط خسارت زیاد

لطفا بیان کنید نظر شما تا چه حد با اظهارات زیر موافق است.

---

۳۱) وقتی به آینده نگاه می‌کنم معمولا انتظار بهترین‌ها را برای خودم دارم.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

۳۲) من بسیار روی این مسئله حساب می‌کنم که اتفاقاتی که برای من می‌افتد خوب باشد.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

۳۳) به طور کلی انتظار دارم اتفاقات خوب بیشتری برای من بیفتد تا اتفاقات بد...

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

۳۴) من نسبت به آینده‌ام خوش‌بین هستم.

□ کاملا مخالفم □ مخالفم □ نظری ندارم □ موافقم □ کاملا موافقم

نحوه استخراج اطلاعات از پرسشنامه

بخش اول (سوالات جمعیت شناختی)

جنسیت: زن=۰ و مرد=۱

وضعیت تاهل: مجرد=۰و متاهل=۱

سن: عمر یا سن پاسخ‌دهنده به سال

تحصیلات: زیر دیپلم=۱، دیپلم-لیسانس=۲، لیسانس-فوق‌لیسانس=۳، فوق لیسانس=۴

وضعیت شغلی: بیکار=۱، بازنشسته=۲، خانه‌دار=۳، محصل=۴، دانشجو=۵، شاغل=۶

وضعیت اقتصادی: درآمد زیر ۱ میلیون تومان=۱، درآمد بین ۱-۳ میلیون تومان=۲، درآمد بین ۳-۶ میلیون تومان=۳، درآمد بالای ۶ میلیون=۴

دو سوال ذیل به عنوان شاخصی برای محاسبه ثروت پاسخ‌دهندگان مورد استفاده قرار گرفته است:

آیا شما صاحب منزل شخصی هستید: خیر=۰و بله=۲

قیمت تقریبی منزل: قیمت منزل پاسخ‌دهنده به تومان

آیا شما صاحب خودرو هستید: خیر=۰و بله=۱

قیمت تقریبی خودرو: قیمت خودروی پاسخ‌دهنده به تومان

بخش دوم (ریسک‌گریزی)

به‌منظور تبدیل داده‌های به‌دستامده از سوالات ۱۲-۱۶ که از مقاله GPS به‌دستامده است از اعداد ۱ تا ۷ استفاده شد. به کسی که در تمام سوالات ۱۲-۱۶ گزینه ۱(شانس ۵۰/۵۰) را انتخاب کرده است امتیاز ۱(به شدت ریسک‌پذیر) تعلق گرفت و به کسی که در تمام این سوالات گزینه ۲(مبلغ نقد حتمی) را انتخاب کرده امتیاز ۷(به شدت ریسک‌گریز) تعلق گرفت. بقیه افراد که ترکیبی از این دو گزینه را انتخاب کرده‌اند امتیازی مابین ۱-۷ تعلق گرفت و کسانی را که در تمام این سوالات گزینه ۳(نمی‌دانم) را انتخاب کردند وارد تخمین نشدند.

در مجموعه سوالات بعدی مربوط به ریسک‌گریزی (۱۷-۲۰) ابتدا گزینه‌ها به ترتیب زیر امتیازبندی شد:

کاملا مخالفم=۱، مخالفم=۲، نظری ندارم=۳، موافقم=۴ و کاملا موافقم=۵

در این مجموعه سوالات، پاسخ هر فرد به سوالات باهم جمع می‌شود و هرچه امتیاز بالاتر باشد به معنی ریسک‌گریزی بالاتر است.

بخش سوم (نرخ ترجیح زمانی)

در این مجموعه سوالات (۲۱-۲۴) اعداد ۱-۶ مورداستفاده قرار گرفت و به کسی که در تمام این سوالات گزینه ۱(امروز) را انتخاب کرده امتیاز ۱(اصلا صبور نیست) تعلق گرفت و به شخصی که در تمام سوالات گزینه ۲ (۱۲ ماه دیگر) را انتخاب کرده امتیاز ۶ (خیلی صبور) تعلق گرفت و بقیه افراد که برخی سوالات گزینه ۱ و برخی دیگر گزینه ۲ را انتخاب کرده‌اند امتیازی مابین ۱-۶ تعلق می‌گیرد.

بخش چهارم (خوش‌بینی)

در این بخش ابتدا سوالات مربوط به خوش‌بینی به ترتیب زیر امتیازبندی شد:

سوال ۲۵: کاملا بدبین هستم=۱، نسبتا بدبین هستم=۲، نظری ندارم=۳، نسبتا خوش‌بین هستم=۴، کاملا خوش‌بین هستم=۵

سوال ۲۶: کاملا بدبین هستید=۱، نسبتا بدبین هستید=۲، نظری ندارید=۳، نسبتا خوش‌بین هستید=۴، کاملا خوش‌بین هستید=۵

سوال ۲۷: فقط در مورد جنبه‌های منفی=۱، بیشتر در مورد جنبه‌های منفی=۲، به طور متوسط در مورد جنبه‌های منفی و مثبت=۳، بیشتر در مورد جنبه‌های مثبت=۴، فقط در مورد جنبه‌های مثبت=۵

سوال ۲۸: فقط در مورد موقعیت‌های کوچک مالی=۱، بیشتر در مورد موقعیت‌های کوچک مالی=۲، به طور متوسط در مورد موقعیت‌های کوچک و بزرگ مالی=۳، بیشتر در مورد موقعیت‌های بزرگ مالی=۴، فقط در مورد موقعیت‌های بزرگ مالی=۵

سوال ۲۹: فقط دستاوردهای کوچک=۱، بیشتر دستاوردهای کوچک=۲، به طور متوسط به دستاوردهای بزرگ و کوچک=۳، بیشتر دستاوردهای بزرگ=۴، فقط دستاوردهای بزرگ=۵

سوال ۳۰: فقط خسارت کم=۱، بیشتر خسارت کم=۲، به طور متوسط به خسارت کم‌وزیاد=۳، بیشتر خسارت زیاد=۴، فقط خسارت زیاد=۵

سوال ۳۱-۳۴: کاملا مخالفم=۱، مخالفم=۲، نظری ندارم=۳، موافقم=۴، کاملا موافقم=۵

پس از امتیازبندی سوالات برای به‌دستاوردن داده برای هر شخص، امتیازات مربوط به هر سوال را با هم جمع کرده و امتیاز بیشتر برای هر شخص نشانگر خوش‌بینی بالاتر است.

استناد به این مقاله: مروت، حبیب، امیدوار، سیروس، اسکندری، رویا. (۱۴۰۲). شناسایی عوامل موثر بر ریسک گریزی افراد در ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۸ (۹۵)*، ۸۱-۱۲۶.

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

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 127-156
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.69840.1135

ATU PRESS

Original Research
Received: 11/04/2022
Accepted: 06/11/2022
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Impact of Urbanization and Its Spatial Spillovers on Labor Productivity in Iran's Provinces

Fatemeh Moheiseni *
M.A. in Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Seyed Aziz Arman
Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Seyed Amin Mansouri
Assistant Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Abstract

In today's world, countries have come to the realization that their available resources, including human capital, natural resources, and capital, are limited. To use these resources optimally requires that consumption be adjusted and productivity be increased. In this context, the labor force, as a fundamental factor in production, deserves special attention. Several factors such as geographical location, wages, welfare and health indicators, proximity, and population density can impact labor productivity. The present research aimed to investigate the impact of urbanization and its spatial spillovers on the productivity of provincial labor forces during 2006–2019, using the components of the human development index, urbanization rate, population density, and industrial wages. The study revealed the existence of spatial autocorrelation among the investigated provinces. The variables of human development index, urbanization rate, and industrial wage have direct and indirect positive and significant effects on provincial labor

* Corresponding Author: Fmoheiseni1990@gmail.com
How to Cite: Moheiseni, F., Arman, A., Mansouri, A. (2023). Impact of Urbanization and Its Spatial Spillovers on Labor Productivity in Iran's Provinces. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 127- 156.

productivity, while the population density index has a direct positive effect and an indirect negative effect on labor productivity.

1. Introduction

Sustainable urbanization has been a fundamental component of the development of every country. Urbanization can have a significant positive impact on economic activities by providing better services, creating job opportunities, and increasing access to basic services. Cities have the ability to transform low-productivity agriculture into a high-productivity manufacturing industry and cost-effective service sectors. Cities in developing countries are the driving force behind economic growth, accounting for 70% of the gross national product (World Bank, 2009). With the increasing share of the population living in cities, improving the productivity of urban areas has become a priority for many governments and economic consulting organizations (OECD, 2016). Accordingly, cities possess the necessary ability and capacity to influence key economic factors. In this respect, the present study aimed to investigate the impact of urbanization on labor productivity, as a crucial factor for development, by evaluating the economic growth and examining several components of cities. The objective of research was to examine the spatial spillover effects of urbanization on labor productivity in Iran's provinces, specifically focusing on the savings of density. The study tried to answer the following questions:

1. Is it possible for an urban area to enhance labor productivity at the provincial level?
2. Is there a relationship between labor productivity in a province and the direct and indirect effects of the provincial human development index?
3. Are the external benefits of population density and urbanization (such as benefits from population increase and industrial concentration) responsible for this relationship?
4. Is labor productivity affected by the direct and indirect effects (spillover) of industrial wages?

5. Can the positive side effects of a more efficient urban economy in urban centers be affected by structural problems caused by rapid and dense population growth?

2. Materials and Methods

The basic model used in this study is as follows:

$$LP_{it} = f(HDI_{it}, URR_{it}, POPDEN_{it}, INDUSW_{it})$$

The panel spatial econometric method was employed to analyze the spatial spillovers and geographic space involved in the impact of urbanization on provincial labor productivity. The Stata software was used to examine the final data, and a square matrix was created through GeoDa software in order to estimate the model with the spatial econometric method. This matrix represents the proximity between the provinces and assigns a value of 1 to neighboring provinces and 0 to non-neighboring provinces. Stata software packages were then used to standardize the provincial neighborhood matrix, and a vector was obtained by multiplying the matrix by the vector of each variable. The obtained vector was entered as an explanatory variable in the model, and its coefficient expresses the spatial effect. Based on the evaluated processes, the final model is as follows:

$$\text{Log}\, LP_{it} = \alpha + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 URR_{it} + \beta_3 \text{Log}\, POPDENS_{it} +$$

$$\beta_4 \text{Log}\, INDUSW_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^{N} W_{ij}\, HDI_{jt} + \gamma_2 \sum_{j=1}^{N} W_{ij}\, URR_{jt} +$$

$$\gamma_3 \sum_{j=1}^{N} W_{ij}\, POPDENS_{jt} + \gamma_4 \sum_{j=1}^{N} W_{ij}\, INDUSW_{jt} + U_i + \lambda_t + e_{it}$$

3. Conclusion

First, the estimated coefficients of the human development index and industrial wage of the labor force indicate that an increase in these

factors within each province has a positive effect on labor productivity. Furthermore, the positive effects of these factors spill over into neighboring provinces. In this respect, competitive markets play a role in improving labor attraction factors within the province, thereby preventing the departure of skilled labor. With the implementation of necessary policies, job skills are promoted, and the permanent departure of highly skilled labor force is reduced.

Second, the estimated coefficients of the urbanization variable show that the increase in urban population and demand, in addition to the training of specialized labor in cities, leads to the recruitment of skilled labor. This in turn has a positive spillover effect, increasing the urbanization rate of neighboring provinces. As a result, it leads to an increase in labor productivity in the neighboring provinces.

Finally, the direct effect of population density in a province has a positive impact on labor productivity. However, the indirect effect of population density on labor productivity is complex. While creating a positive external effect due to economies of scale, the indirect effect is also countered by the crowding effect caused by population density. The crowding effect is actually due to the lack of sufficient infrastructure in line with population growth in the province, which leads to negative spillovers of neighboring regions into the province.

The various effects observed provide strong evidence for a positive relationship between urbanization and labor productivity. These effects suggest that, under the appropriate conditions, cities have the potential to generate significant employment opportunities and stimulate growth and development not only within the city and province but also across the country. Cities can create sustainable jobs and increase productivity, thereby maximizing the ability to innovate, respond to market demand, and benefit from the advantages of dense markets.

Keywords: Urbanization, Labor Productivity, Industrial Wage, Human Development Index

JEL Classification: C23, J19, R11

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------
دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۱۲۷-۱۵۶
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.69840.1135

اثر شهرنشینی و سرریزهای فضایی آن بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران

فاطمه محیسنی * کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

سیدعزیز آرمن استاد گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

سیدامین منصوری استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۱۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

چکیده

امروزه کشورها به این مهم دست یافته‌اند که منابع در دسترس‌شان مانند انسان، منابع طبیعی و سرمایه محدود است و برای استفاده بهینه از آن‌ها راهی جز تعدیل مصرف و افزایش بهره‌وری وجود ندارد و در این بین نیروی کار به‌عنوان سرمایه انسانی و عامل اساسی در تولید، توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است که بسیاری از عوامل مانند موقعیت جغرافیایی، دستمزد، رفاه و سلامت، مجاورت‌ها و تراکم‌ها می‌تواند بهره‌وری آن را تحت تاثیر قرار دهد. از این‌رو، هدف اصلی این پژوهش بررسی تاثیر شهرنشینی و سرریزهای فضایی آن با استفاده از مولفه‌های شاخص توسعه انسانی، نرخ شهرنشینی، تراکم جمعیتی و دستمزد صنعتی نیروی کار بر بهره‌وری نیروی کار استانی در بازه زمانی ۱۳۹۸ - ۱۳۸۵ بر اساس الگوی تابلویی فضایی شامل مقاطع استانی و سری زمانی بیان شده است. در این مطالعه نتایج بیانگر وجود خودهمبستگی فضایی در بین استان‌های مورد بررسی بوده و متغیرهای شاخص توسعه انسانی، نرخ شهرنشینی و دستمزد صنعتی، دارای اثرات مستقیم و غیرمستقیم مثبت و معناداری بر بهره‌وری نیروی کار و شاخص تراکم جمعیتی، دارای اثر مستقیم مثبت و اثر غیرمستقیم منفی بر بهره‌وری نیروی کار استانی است.

کلیدواژه‌ها: شهرنشینی، بهره‌وری نیروی کار، دستمزد صنعتی، تراکم جمعیت، شاخص توسعه انسانی.

طبقه‌بندی JEL: C23، J19، R11.

* نویسنده مسئول: Fmoheiseni1990@gmail.com

۱. مقدمه

بهره‌وری، اساسی‌ترین مسئله‌ای بوده است که در چند دهه اخیر، توجه ویژه‌ای را در کشورها به خود معطوف کرده است. رشد بهره‌وری، اثر قابل توجهی بر سطح زندگی، بیکاری، وضعیت اقتصادی و رقابت‌پذیری هر کشور در سطح جهانی دارد. بهره‌وری، منافع فراوانی برای یک جامعه و افراد آن به صورت بهبود اقتصادی و افزایش استاندارد زندگی به‌دنبال خواهد داشت (اکبری، ۱۳۸۹). اگر بپذیریم که رشد اقتصادی و ارتقای استاندارد زندگی با افزایش مقدار تولید کالاها و خدمات می‌تواند از طریق افزایش نهاده‌های نیروی کار و سرمایه و یا ارتقای سطح بهره‌وری منابع موجود صورت گیرد در این میان نقش و اهمیت نیروی انسانی به عنوان مهم‌ترین عامل در فرآیند تولید کالا و ارائه خدمات در یک جامعه غیر قابل انکار است. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که انسان، هم هدف توسعه و هم عامل آن محسوب می‌شود و تحقق اهداف توسعه تا حد قابل توجهی به نحوه استفاده از این منبع؛ یعنی سرمایه انسانی[1] بستگی دارد. در این راستا، شهرها فرصت‌های کسب مهارت و دانش را برای نیروی کار ایجاد می‌کنند و زمینه را برای تعامل بیشتر بین نیروی کاری که فعالیت‌های مشابهی انجام می‌دهند، آماده کرده و یادگیری را که سبب افزایش کارآیی می‌شود، سرعت می‌بخشند.

براساس تحقیقات اُسالیوان[2] (۲۰۰۷) شهرها با ارائه مکان تجمعی مناسب، فرآیند تجارت و بازرگانی را برای عرضه و تقاضا آسان می‌کنند و به عنوان مراکز اصلی تولید نیز شناخته می شوند؛ زیرا تولید بسیاری از کالاها و خدمات در یک محیط شهری با تراکم بالاتر با بازده بیشتری همراه خواهد بود. شهرها و به طور خاص کلان‌شهرها توانایی بالایی برای تولید اقتصادی دارند و در حال حاضر عمده اقتصاد دنیا را در دست گرفته‌اند و رشد اقتصادی جوامع وابستگی شدیدی به آن‌ها دارد. شهرها همچنین تلاش می‌کنند که نیروی کار ماهر را جذب کنند تا بهره‌وری را از طریق رقابت افزایش دهند و یک اقتصاد شهری با بهره‌وری بالاتر را ایجاد کنند (Glaeser & Gottiled, 2009).

1. Human capital
2. O'sulivan, A.

در واقع به‌دلیل افزایش جمعیت و پیشرفت استانداردهای زندگی، همه اقتصادها حتی کشورهای غنی قبول کرده‌اند که منابع در دسترس خود مانند انسان، منابع طبیعی و سرمایه محدود است و برای استفاده بهینه از آن‌ها راهی جز تعدیل مصرف و افزایش بهره‌وری وجود ندارد. کشور ایران نیز از این مسئله مستثنا نیست و برای دستیابی به اهداف چشم‌اندازهای توسعه خود راهی جز ارتقای بهره‌وری در سطح خرد و کلان ندارد. بنابراین، موضوع اصلی این پژوهش بررسی رابطه مولفه‌های موثر بر بهره‌وری نیروی کار است که در این راستا، محققان بسیاری در ایران با توجه به اهمیت نیروی کار و بهره‌وری آن، پژوهش‌های مختلفی انجام داده‌اند. این در حالی است که مطالعات داخلی مربوطه، بیشتر بر نقش آموزش و بهداشت در سطح خرد و سازمانی که تاثیری مثبت بر ارتقای بهره وری نیروی کار[1] دارد، متمرکز شده‌اند.

پژوهش حاضر با در نظر داشتن رشد سریع جمعیت شهری و تمایل بیشتر نیروی کار برای اشتغال در شهرها و وارد کردن اثرات ناشی از مجاورت‌های جغرافیایی، عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار را با لحاظ کردن بُعد فضا بررسی کرده است. عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار در سطحی گسترده‌تر از سایر مطالعات داخلی پیشین در غالب شهرنشینی در هر استان و با بررسی چندین مولفه از شهرها که عبارتند از: شاخص توسعه انسانی، نرخ شهرنشینی، دستمزد صنعتی و شاخص تراکم جمعیت، مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. همچنین بر اساس مبانی نظری و بررسی مطالعات پیشین، شهرها به دلیل توانایی ارتباط با بازارهای بزرگ‌تر و بهره بردن از صرفه‌های ناشی از مقیاس به عنوان عاملی موثر بر افزایش بهره‌وری نیروی کار معرفی شده‌اند. علاوه بر این، وجود افراد تحصیلکرده (سرمایه انسانی بالاتر) در یک منطقه شهری موجب افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری و ایجاد کسب و کارهای جدید در مناطق شهری هستند که زمینه را برای تجمع صنایع در یک منطقه جغرافیایی فراهم می‌سازند و منجر به کاهش هزینه‌های حمل و نقل، دسترسی بهتر به بازارهای هدف و کاهش هزینه‌های شرکت‌ها شده و شرکت‌ها دستمزد بالاتری نسبت به سایرین می‌توانند به افراد پرداخت کنند که موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود (Hu, 2012).

1. Labour productivity

اهمیت بررسی نقش متغیر شهرنشینی[1] و دیگر آثار القایی ناشی از مناطق همجوار -که تابلویی از عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار است- به دلیل رشد سریع جمعیت شهری و نیاز به تضمین توسعه پایدار شهری متناسب با جمعیت رو به رشد از اهمیت بسزایی برخوردار است.

این مقاله به دنبال یافتن اثرات مولفه‌های متغیر شهرنشینی بر بهره‌وری نیروی کار استان‌های ایران است و اینکه آیا آثار القایی ناشی از همجواری استان‌ها می‌تواند به عنوان سرریز فضایی و اثری غیرمستقیم با بهره‌وری نیروی کار استانی ارتباط داشته باشد؟ بهره‌وری نیروی کار چه میزان از اثرات مستقیم درون استانی و چه میزان از اثرات غیرمستقیم فضایی متاثر می‌شود و مجموع این اثرات به عنوان اثر کل بر بهره‌وری نیروی کار چگونه تاثیر خواهند گذاشت؟

مدل این پژوهش با توجه به اینکه ۳۰ استان ایران در دوره زمانی ۱۳۹۸- ۱۳۸۵ و با در نظر گرفتن مجاورت فضایی استان‌ها مورد بررسی قرار گرفته‌اند به صورت الگوی داده‌های تابلویی فضایی برآورد شده است.

نوآوری مقاله استفاده از مدل‌های فضایی جهت بررسی وجود همبستگی فضایی بین مقاطع و لحاظ کردن سرریزهای فضایی ناشی از همجواری استان‌ها به صورت اثر غیرمستقیم بر بهره‌وری نیروی کار است که در مطالعات داخلی گذشته به این اثر توجهی نشده است. این اثر، اثر کل ناشی از شهرنشینی را بر بهره‌وری نیروی کار تحت تاثیر قرار داده است.

سازماندهی این مقاله به این صورت است که در بخش دوم و سوم، مبانی نظری و مرور پیشینه‌ها ارائه شده است.بخش چهارم و پنجم به ترتیب به روش کار و تخمین الگو می‌پردازد و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات مطرح می‌شود.

1. Urbanization

۲. مبانی نظری

۲-۱. شهرنشینی و اثر آن بر بهره‌وری

شهرنشینی بیشتر توسط مهاجرت روستایی- شهری و رشد طبیعی جمعیت تعیین می‌شود. همانطور که شهرنشینی از لحاظ تاریخی در درجه اول با مهاجرت همراه بوده است به طور سنتی، مهاجرت روستایی- شهری، شهرنشینی تلقی می‌شود (Jedwab & Vollrath, 2015). در این راستا، شهرنشینی با فرآیند تغییر ساختاری مرتبط است که در آن منابع از کشاورزی به فعالیت‌های صنعتی تخصیص داده می‌شوند و مردم از مناطق روستایی به مناطق شهری حرکت می‌کنند. این تغییر ساختاری معمولا به رشد بهره‌وری مرتبط بوده و به عنوان یک عنصر اساسی در فرآیند توسعه اقتصادی در نظر گرفته می‌شود.

شهرنشینی در جهان در حال توسعه، ممکن است نسبت به کشورهای توسعه یافته متفاوت باشد، اما اکثر تحقیقات مربوط به شهرنشینی و گفتمان‌ها توسط سیاست‌گذاران به طور کلی ادعا می‌کنند که رشد شهرنشینی چه برای کشورهای توسعه یافته و چه کشورهای در حال توسعه، نشانه‌ای از پیشرفت است (Chen & et al., 2014). بر این اساس، گلیسر[1] (۲۰۱۱) بیان کرده است که مناطق شهری با چندین ویژگی مثبت همراه هستند؛ یکی از مزایای شهرنشینی تمرکز فضایی فعالیت اقتصادی و افزایش بهره‌وری آن به سبب ایجاد انگیزه تجارت بین افراد و مناطق است که تجارت را سودمند می‌کند. تجارت نیز موجب تمرکز اقتصادی و توسعه مناطق می‌شود. البته در اینجا نباید از نقش هزینه‌های حمل و نقل غافل شد. وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در حمل و نقل باعث می‌شود که خریداران و فروشندگان و همچنین سایر بنگاه‌های واسطه‌ای گردهم آیند و در نتیجه فعالیت‌های اقتصادی در یک فضای خاص، متمرکز شوند که می‌تواند تاثیر مثبتی بر بهره‌وری اقتصادی منطقه داشته باشد.

1. Glaeser, E.

۲-۲. بهره‌وری نیروی کار، شهرنشینی و تراکم

مفهوم بهره‌وری نیروی کار، شهرنشینی و تراکم به راحتی توسط نظریه جغرافیای اقتصادی درک می‌شود. هندرسون و همکاران[1] (۲۰۰۱) اظهار داشتند که سود خالص تراکم صنعتی در مناطق متراکم شهری به واسطه تکنولوژی متراکم به شدت انباشته شده است. این امر به این دلیل است که در صنایع متراکم به اشتراک‌گذاری ایده‌ها و دسترسی به خدمات در مقایسه با صنایع تولیدی که در مناطق کوچک‌تر که درگیر فرآیند تولید استاندارد و افزایش کیفیت هستند، بسیار بالاتر است. در نتیجه، این بخش‌های نوآورانه در مناطق متراکم شهری توان ظاهر شدن را دارند و آماده پرداخت دستمزد و اجاره بالا در خوشه‌های صنعتی متراکم شهری هستند. البته اگر عوامل دیگر (مانند حمل و نقل) ثابت باشند یا اثر ناچیز داشته باشند. از این رو، در این چهارچوب صنعتی، تولید صنعتی با کیفیت پایین تلاش می‌کند تا در مراکز شهری کوچکی که اجاره آن کمتر است، مستقر شود و در نتیجه کمتر منجر به افزایش بهره‌وری می‌شود در حالی‌که تمرکز صنعتی در مناطق شهری، علاوه بر افزایش بهره‌وری می‌تواند منجر به سرریزها بر مناطق همسایه شود.

۲-۳. شاخص توسعه انسانی و بهره‌وری نیروی کار

هر یک از اجزای شاخص توسعه انسانی؛ یعنی آموزش و پرورش، سلامت و درآمد سرانه افراد -هم به‌صورت جزئی و هم در قالب یک مجموعه- بر بهره‌وری نیروی کار اثر مثبت دارند. در این راستا کوزنتس[2] معتقد بود مفهوم سرمایه که فقط سرمایه فیزیکی و کالایی را دربر می‌گیرد، مفهومی ناقص است و با احتساب سرمایه انسانی در کنار سرمایه فیزیکی این مفهوم کامل می‌شود. کوزنتس توسعه صنعتی یک کشور را تنها به دلیل پیشرفت ابزارهای صنعتی آن کشور نمی‌دانست، بلکه حاصل اندوخته و کاربرد دانشی می‌دانست که از مدارس آغاز می‌شود و عامل اساسی در بهبود بازدهی عوامل تولید و رشد اقتصادی محسوب می‌شود (سبحانی، ۱۳۷۱).

---

1. Henderson, L., et al.
2 . Kuznets, S.

یکی از عامل‌های کلیدی در بازار کار و سیاست‌های دستمزدی توجه به سرمایه انسانی است. سرمایه انسانی به مجموعه مهارت، دانش و تجربه افراد گفته می‌شود که تحت تاثیر سه عامل آموزش، سلامت و درآمد است و با افزایش این عوامل بهره‌وری فرد ارتقای خواهد یافت. در مبنای نظری، سرمایه انسانی رویکرد اصلی در تعیین دستمزد و بهره‌وری نیروی کار است و تاکید می‌کند که دستمزد پرداختی باید با بهره‌وری متناسب باشد و در عمل هر چه سرمایه انسانی یک فرد بیشتر باشد، دستمزد آن نیروی کار افزایش خواهد یافت (کمیجانی و علمی، ۱۳۸۴).

در نظریه سرمایه انسانی، افرادی که از سطح تحصیلات و آموزش بیشتری برخوردار هستند، نسبت به نیروی کار با تحصیلات کمتر به طورمیانگین از دستمزد بالاتری بهره‌مند می‌شوند و در عین حال نیروی کار تحصیلکرده به اشتغال و تحصیل در مناطقی با استاندارد و کیفیت زندگی بالاتر تمایل دارند که این امر خود منجر به تجمع این سرمایه انسانی شده و باعث به افزایش مضاعف بهره‌وری نیروی کار در آن منطقه شده و مانع خروج نیروی کار می‌شود. میزان این شاخص در تجمعات شهری نسبت به سایر مناطق دور از شهر بیشتر است که بر این اساس می‌توان گفت شهرنشینی دارای منافعی است. این در حالی است که هزینه‌های آن (آلودگی و ازدحام) در کشورهای در حال توسعه فراگیر است (کرباسی و همکاران، ۱۳۹۰). با این حال در فرآیند شهرنشینی به دلیل افزایش منافع و مزایا در شهرها، ساختار درون جامعه تغییر می‌کند و بسیاری از افراد در مناطق روستایی برای بهره‌مندی از افزایش درآمد و امکانات رفاهی مناطق شهری، تصمیم به مهاجرت به مناطق شهری می‌گیرند.

۲-٤. دستمزد و بهره‌وری نیروی کار

بهره‌وری نیروی کار یک عامل تعیین‌کننده طولانی مدت برای دستمزد واقعی است. بهره‌وری به طور قابل توجهی با سطوح دستمزد برای همه بخش‌های اقتصادی در ارتباط است. نظریه اقتصادی نئوکلاسیک این مفهوم را مبنی بر اینکه دستمزد نیروی کار معادل با محصول نهایی کار او؛ یعنی بهره‌وری است، ارائه می‌کند (Cahuk & et al., 2014). با این وجود، بهره‌وری نیروی کار و پویایی دستمزد اغلب در عمل به دلیل طیفی از نیروهای

نهادی و بازار از هم جدا می‌شوند و این واگرایی می‌تواند پیامدهای مهمی برای توسعه اقتصادی یک کشور داشته باشد. هنگامی که دستمزد واقعی عقب‌تر از رشد بهره‌وری باشد، توزیع درآمد بین سرمایه و نیروی کار به نفع سرمایه تمام می‌شود و به‌طور بالقوه باعث بدتر شدن نابرابری درآمد و تقاضای کل می‌شود و هنگامی که رشد دستمزد بیشتر از رشد بهره‌وری باشد، رقابتی بودن و سرمایه‌گذاری ممکن است آسیب ببیند (Biesebroeck, 2015). در بازار کار با افزایش بهره‌وری، تقاضا برای نیروی کار افزایش می‌یابد و منجر به افزایش دستمزدها می‌شود تا جایی که عرضه نیروی کار با تقاضای نیروی کار برابر می‌شود. بنابراین، نظریه سنتی دستمزد معتقد است که تغییرات بهره‌وری سبب تغییرات در دستمزد می‌شود. دستمزدها انعطاف‌پذیر بوده و تعدیل می‌شوند. از این رو، همواره تعادلی میان میزان کار عرضه شده و میزان کار تقاضا شده وجود دارد. همچنین فرض بر این است که تقاضا برای نیروی کار تابعی با شیب نزولی است، چراکه تقاضا برای نیروی کار یک تقاضای مشتقه است که به درآمد نهایی تولید محصول توسط نهاده نیروی کار[1] طی فرآیند تولید بستگی دارد و بنگاه‌ها تحت شرایط رقابتی تا جایی اقدام به استخدام نیروی کار می‌کنند که هزینه نهایی نیروی کار که بر اساس نرخ دستمزد مشخص می‌شود با ارزش تولید نهایی توسط نیروی کار برابر شود. همان‌طور که قانون بازده نهایی نزولی[2] بیان می‌کند (Clower, 1965).

۳. پیشینه پژوهش

آبل و همکاران[3] (۲۰۱۰) براساس نمونه‌ای جامع از ۳۶۳ منطقه شهری ایالات متحده آمریکا در بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۵ یک تحلیل تجربی بر بهره‌وری و تراکم سرمایه انسانی انجام دادند که نشان می‌دهد دو برابر شدن تراکم جمعیت، بهره‌وری را به طور متوسط ۲ تا ۴ درصد افزایش می‌دهد. در واقع دو برابر شدن شهرنشینی و یا توزیع فضایی جمعیت در مناطق شهری که دارای میانگین استاندارد دستمزد و انباشت سرمایه انسانی کافی هستند، بهره‌وری را بین ۲ تا ۴ درصد افزایش و در مناطق شهری با دستمزد زیر میانگین استاندارد،

1. Marginal Revenue Product of Labour
2. Law of Diminishing Marginal Productivity
3. Abel, J., et al.

بهره‌وری کمتر از این میزان افزایش می‌یابد. به طور کلی، این الگوها در مناطقی رخ می‌دهند که به اشتراک‌گذاری اطلاعات و تبادل ایده‌ها، بخش مهمی از فرآیند تولید هستند و این موضوع سازگار با تئوری‌های آموزش و سرریزهای دانش در شهرها است که نشان می‌دهد «کشش متوسط بهره‌وری نیروی کار با توجه به تراکم همزمان با افزایش سرمایه انسانی افزایش می‌یابد».

کلین و کرافت[1] (۲۰۱۸) در مورد نقش ساختار صنعتی شهرها در رشد بهره‌وری نیروی کار در تولید شهرهای ایالات متحده آمریکا طی «انقلاب صنعتی دوم» تحقیق کرده‌اند. آن‌ها دریافتند که در ابتدا، تخصیص بیشتر صنایع همگام با افزایش شهرنشینی با رشد بهره‌وری متعاقب بود، اما این سطوح بالای بهره‌وری تنها در برخی از شهرهای بسیار بزرگ، همبستگی مثبت داشتند. آن‌ها نتایج خود را به عنوان اثبات وجود اثرات جانبی پویا به دلیل منافع حاصل از شهرنشینی و بومی‌سازی و تخصیص صنایع تفسیر کردند و تاثیر تخصص صنعتی در نمونه مورد نظر از شهرهای ایالات متحده آمریکا بر سطح بهره‌وری نیروی کار را برای سال‌های ۱۸۹۰ تا ۱۹۲۰با استفاده از روش پانل دیتای ساده، مثبت ۴ درصد برآورد کردند.

تادجودین و بلکمن[2] (۲۰۱۸) در بررسی پدیده شهرنشینی و اثر آن بر بهره‌وری نیروی کار در اندونزی به بررسی ۴۹۷ ناحیه در دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴ به این مهم دست یافتند که شهرنشینی به دستاوردهای قوی در بهره‌وری منجر می‌شود که به شکل دستمزدهای بالاتر به افراد منتقل می‌شوند و همچنین بخش‌هایی که نیازمند مهارت‌های بالاتر از نظر اشتغال هستند در مراکز مهم شهری به ویژه در بخش‌های خدماتی متمرکز می‌شوند.

کالکانینی[3] و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی با موضوع انعطاف‌پذیری نیروی کار، مهاجرت داخلی و بهره‌وری در مناطق ایتالیا به بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ایتالیا (TFP)[4] با سنجش عواملی مانند تغییر کیفیت کار ناشی از افزایش استفاده از نیروی کار موقت و جریان‌های مهاجرت سرمایه انسانی که تقریبا به صورت یکطرفه از جنوب به

1. Klein, A. & Crafts, N.
2. Tadjoeddin, M. & Blackman, V.
3. Giorgio, C.
4. Total Factor Productivity

مناطق مرکزی شمالی منتقل شده‌اند، پرداخته‌اند که برای این منظور، مدل داده‌های پانل برای ۲۰ منطقه ایتالیایی را طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ برآورد کرده و شواهدی از یک رابطه غیرخطی (U شکل) را در رابطه بین استفاده از نیروی کار موقتی و رشد TFP به دست آورده‌اند که نشان می‌دهد از سال ۲۰۰۹ به بعد TFP در برخی مناطق جنوبی با افزایش تعداد نیروی کار موقت با رشد مواجه است؛ در حالی که در مناطق شمالی، افزایش نیروی کار موقت به طور منفی بر رشد TFP اثرگذار بوده است. نتایج همچنین نشان می‌دهند که جریان‌های مهاجرت سرمایه انسانی واجد شرایط تاثیر مثبتی بر رشد TFP در مناطق مقصد دارند و در عین حال خروج مهاجران تاثیر مثبتی بر رشد TFP در مناطق مبدا دارد. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهند که انعطاف‌پذیری شغلی به ویژه برای مشاغل موقت، زمانی که سهم (دستمزد) چنین قراردادهایی به نسبت پایین است، مضر هستند. استراتژی‌هایی مانند نوآوری تکنولوژیکی که مبتنی بر سرمایه‌گذاری‌های جدید، آموزش و نوآوری سازمانی است باید در نظر گرفته شود تا انگیزه شرکت‌ها برای استخدام نیروی کار با صلاحیت کمتر را افزایش دهد تا در نهایت منجر به رشد بهره‌وری آن‌ها شود. در عین حال، زمانی که دستمزد نیروی کار موقتی بالاتر از یک آستانه افزایش یابد، ممکن است تاثیر مثبتی بر بهره‌وری داشته باشند. در هر مورد، سیاست‌هایی با هدف حمایت از آموزش ویژه برای نیروی کار موقت که احتمال انتقال آن‌ها به سمت اشتغال پایدار را بهبود می‌بخشد، می‌توانند مفید باشند. علاوه بر این، اجرای سیاست‌های لازم، مهارت‌های شغلی را ترویج می‌کنند و به طور همزمان خروج دائمی مهاجران با مهارت بالا را که حاصل سال‌ها انباشته شدن سرمایه انسانی در مناطق جنوبی است، کاهش می‌دهند.

وزکوز و همکاران[1] (۲۰۲۱) بهره‌وری و صرفه‌های تراکم را در تولید مناطق شهری مکزیک برای سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۸مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که یک ارتباط قابل توجه از صرفه‌های تراکم در ترکیب بهره‌وری تولید وجود دارد. آن‌ها اثرات صرفه‌های محلی را با استفاده از شاخص تخصصی‌سازی و صرفه‌های شهرنشینی را با شاخص تنوع اقتصادی و تراکم شغلی مجزا کردند. نتایج نشان می‌دهد که تخصصی‌سازی (تخصیص) و سطح تنوع اقتصادی به وضوح در توضیح سطح بهره‌وری

1. Vázquez, J., et al.

تولیدکنندگان در بین شهرهای کلان نقش دارند. در مجموع ۷۴ شهری که بالغ بر ۷۴ میلیون سکنه است، نشان می‌دهد که ۶۳ درصد از کل جمعیت کشور را شهرها تشکیل می‌دهند. ساختار شهری مکزیک بسیار نامتعادل است. منطقه شهری واله د مکزیک شامل حدود ۲۱ میلیون نفر جمعیت با تراکم متوسط ۱۶۰ نفر در هر کیلومتر مربع است و این امر آن را به یکی از وابسته‌ترین مناطق به تراکم شهری در جهان تبدیل کرده است. بقیه مناطق شهری کشور چهره‌های استاندارد بیشتری را نشان می‌دهند، اما تراکم شهری واله د مکزیک به عنوان متراکم‌ترین منطقه بر توزیع فضایی عملکرد اقتصادی در سرتاسر قلمرو تاثیر می‌گذارد. فرآیندهای محلی‌سازی/ تخصیص به طور خود به خود در تمرکزهای انبوه جمعیت مانند ناحیه شهری واله د مکزیک رخ می‌دهد، اما در دیگر محیط‌های کوچک‌تر به دشواری رخ می‌دهند.

سامتی و همکاران (۱۳۹۳) تحقیقی تحت عنوان اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی با دسته‌بندی استان‌های ایران به دو گروه صنعتی و غیرصنعتی در یک دوره ۱۰ ساله به صورت پانل دیتای ساده مورد بررسی قرار دادند، نتایج حاکی از آن بود که صرفه‌های شهرنشینی اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد.

کهتر (۱۳۹۳) به بررسی نقش شهرها بر بهره‌وری و رشد اقتصاد ملی کشورها و ایران در چند مقطع زمانی مختلف پرداخته است. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که شهرها نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد ملی کشورها بهر عهده دارند. البته مجموعه عواملی که شهرها را به مکانی مناسب برای رشد بهره‌وری تبدیل کنند تا حد زیادی به نتیجه سیاست‌ها و اقداماتی که مقامات دولتی و مدیران شهری انجام می دهند، بستگی دارد.

٤. داده‌های آماری، متغیرها و روش پژوهش

در پژوهش حاضر با توجه به موضوع و هدف مورد نظر، داده‌های تحقیق برای ۳۰ استان ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ به روش کتابخانه‌ای از پایگاه‌های داده‌ای مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری استان‌ها و سایر بانک‌های اطلاعاتی گردآوری شده است. در این مطالعه متغیر وابسته، بهره‌وری نیروی کار بر حسب میلیون ریال و متغیرهای توضیح‌دهنده شامل دستمزد صنعتی بر حسب میلیون ریال و تراکم جمعیتی، نرخ شهرنشینی و شاخص

توسعه انسانی بر حسب درصد است. متغیرهای اسمی به‌کار گرفته شده در پژوهش بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده در سال پایه ۱۳۹۰ واقعی شده‌اند.

بهره‌وری نیروی کار (LP)[1]: از مفاهیم علم اقتصاد و مدیریت است که بر اساس مرکز بهره‌وری ژاپن[2] (۱۹۸۸) چنین تعریف می‌شود؛ بهره‌وری یعنی به دست آوردن بیشترین سود ممکن با بهره‌گیری و استفاده بهینه از نیروی کار، توان، مهارت نیروی انسانی، زمین، ماشین‌آلات و مکان، به منظور افزایش رفاه جامعه.

بهره‌وری، نسبت تولید کالا و خدمات یا مجموعه‌ای از کالاها و خدمات (خروجی) به یک یا چند داده (ورودی) موثر در تولید آن کالاها و خدمات گفته می‌شود. اگر در مخرج کسر فقط یک داده مثل نیروی انسانی قرار گیرد به آن «بهره‌وری جزئی» می‌گویند، اما اگر در مخرج کسر مجموعه‌ای از داده‌هایی که در تولید کالاها و یا ارائه خدمات به‌کار گرفته شده‌اند، قرار گیرند به آن «بهره‌وری کل» می‌گویند (رابطه (۱)).

در این پژوهش، مجموع ارزش افزوده برای محاسبه بهره‌وری نیروی کار بر اساس تولید ناخالص داخلی استان‌ها بدون احتساب نفت به واحد میلیون ریال است که به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه شده است.

$$LP = \frac{\text{مجموع ارزش افزوده}}{\text{تعداد نیروی کار}} \qquad (۱)$$

شهرنشینی (Urbanization): جیکوبز[3] (۱۹۸۴)، شهرنشینی را فرآیند انتقال جمعیت و نیروی کار کشور از مناطق روستایی به مناطق شهری تعریف کرده که بیشتر به معنای ورود جمعیت روستایی به شهر است که اغلب منجر به اشتغال آنان در بخش صنعت و همچنین فعالیت‌های خدماتی مرتبط با آن‌ها می‌شود. شهرها نقطه تجمع صنایع و خدمات هستند و با توجه به اینکه این بخش‌ها نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی با سرعت بیشتری رشد می‌کنند؛ از این رو، شهرها در رشد اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردارند. در این پژوهش متغیر شهرنشینی را با تابلویی از پروکسی‌های زیر نشان می‌دهیم:

1. Labor productivity
2. Japan productivity center
3. Jacobs, J.

- HDI[1] (شاخص توسعه انسانی): از عواملی که منجر به افزایش انگیزه مهاجرت از روستا به شهر می‌شود، بهره‌مندی از مزایای شهری مانند آموزش بهتر، درآمد سرانه بیشتر و دسترسی به خدمات بهداشتی بهتر است که شاخص توسعه انسانی معرف این سه مولفه است و بر اساس استانداردهای سازمان ملل از میانگین هندسی سه شاخص بهداشت، آموزش و درآمد ناخالص ملی سرانه طبق فرمول ارائه شده در رابطه (۲) محاسبه شده است. این فرمول بر اساس روش برنامه توسعه سازمان ملل است که در گزارش‌های توسعه انسانی سازمان ملل از سال ۲۰۱۰ به بعد مورد استفاده قرار گرفته است (UNDO, 2011).

$$HDI= (\text{شاخص سلامت}*\text{شاخص آموزش}*\text{سرانه GDP شاخص})^{1/3} \quad (۲)$$

ارزش عددی شاخص توسعه انسانی بین صفر تا یک است و طبق دسته‌بندی سازمان ملل مقادیر بالاتر از ۰/۸ مبین توسعه انسانی بسیار بالا، بین ۰/۷ و ۰/۷۹۹ شاخص توسعه انسانی بالا، بین ۰/۵۵۰ تا ۰/۶۹۹ شاخص توسعه انسانی متوسط و مقادیر کمتر از ۰/۵۴۹ مبین پایین‌ترین شاخص توسعه انسانی است (UNDP, 2015)[2].

- URR[3] (نرخ شهرنشینی): نسبت جمعیت ساکن در شهرها به کل جمعیت کشور است که گاهی آن را میزان شهرنشینی می‌گویند. رابطه (۳)، Urpop جمعیت شهری و Tpop کل جمعیت استان مورد نظر را نشان می‌دهد.

$$URR = \frac{Urpop}{Tpop} \quad (۳)$$

- POPDENS[4]: تراکم جمعیتی که نشان دهنده تعداد جمعیت یک استان نسبت به مساحت آن استان است. در رابطه (۴) POPDENS تراکم جمعیت، p جمعیت استان به نفر و s مساحت استان بر حسب کیلومتر مربع است.

1. Human Development Index
2. United Nations Development Programme
3. Urbanization ratio
4. Population density

$$POPDENS = \frac{P}{S} \qquad (۴)$$

- INDUSW[1]: متغیر دستمزد صنعتی در این پژوهش نشان دهنده میانگین جبران خدمات کارکنان در کارگاه‌های صنعتی با نیروی کار ۱۰ نفر و بیشتر است که آمار آن در سطح هر استان جمع‌آوری شده است.

بر اساس مجموع متغیرهای معرفی شده، ساختار اصلی مدل برآوردی به صورت رابطه (۵) خواهد بود که بر اساس الگوهای برآوردی داده‌های تابلویی با استفاده از نرم‌افزار استتا تخمین زده خواهد شد و ارزیابی‌ها و نتایج کلی آن در ادامه ارائه خواهد شد.

$$LogLP_{it}=f(\ HDI_{it},URR_{it},LogPOPDEN_{it},LogINDUSW_{it}) \qquad (۵)$$

۵. مدل پژوهش و تخمین الگو

پس از معرفی متغیر بهره‌وری نیروی کار به‌عنوان متغیر وابسته و هدف و همچنین تعریف شاخص‌های توضیح‌دهنده شهرنشینی که در نقش متغیرهای مستقل در این پژوهش وارد شده‌اند، اکنون شرایط برای برآورد مدل‌ها فراهم است. با توجه به ماهیت داده‌ها که تلفیقی از سری زمانی و مقطعی هستند، الگوهای تخمینی داده‌های تابلویی و تابلویی فضایی را به کار گرفته و قبل از برآورد، مانایی متغیرها بررسی و گزارش شده است.

با توجه به اهمیت وجود همبستگی مقطعی و لحاظ کردن آن در مدل از دو آزمون CADF[2] و CIPS[3] استفاده خواهیم کرد و احتمال مربوط به هر یک از دو آزمون دیکی فولر و ایم- پسران را با سطح معناداری ۵ درصد در نظر می‌گیریم. هر دو آزمون فیشر[4] و ایم- پسران و شین[5] ریشه واحد مقطعی را در داده‌های تابلویی ارزیابی می‌کنند که در این مطالعه به علت اهمیت وجود وابستگی مقطعی، مانایی متغیرها را بر اساس این دو آزمون با فرض وجود همبستگی مقطعی بررسی می‌کنیم. در این دو آزمون، فرضیه صفر

1. Industrial Wages
2. Cross Sectional depenedence Dicky Fuller Test
3. Cross Sectional depenedence Im Pesaran Shin Test.
4. Fisher Unit Root Test
5. Pesaran and Shin Panel Unit Root Test

دلالت بر وجود ریشه واحد برای هر مقطع است که با توجه به مقادیر به دست آمده برای آماره‌ها و احتمال مربوطه آن‌ها، این فرض رد شده و نتایج مانا بودن متغیرهای این پژوهش با در نظر گرفتن همبستگی مقطعی در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها در الگوی داده‌های تابلویی

نام متغیرها	CADF		CIPS	
	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال
$Log(lp)_{it}$	-۲/۲۵۱	۰/۰۰۰٤	-۲/۲۱۵	۰/۰۰٤۵
HDI_{it}	-۲/۳٤۰	۰/۰۰۰۱	-۲/۷۳	۰/۰۰۰۱
URR_{it}	-۲/۰۷۰	۰/۰۰۰۰	-۲/۳۵	۰/۰۰۲۰
$Log(popdens)_{it}$	-۲/۱٤۰	۰/۰۰٤۰	-۲/۱۷	۰/۰٤۵۰
Log(indusw)it	-۲/۸۷	۰/۰۰۰٤	-۲/۳٤	۰/۰۰۳۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نهایی هر دو آزمون فیشر و ایم- پسران با فرض وجود همبستگی مقطعی در متغیر لگاریتمی بهره‌وری نیروی کار، شاخص توسعه انسانی، نرخ شهرنشینی، متغیر لگاریتمی تراکم جمعیتی و متغیر لگاریتمی دستمزد صنعتی، آماره‌های هر دو آزمون و احتمال آماره‌ها نشان می‌دهند که متغیرها ریشه واحد مشترک و مقطعی نداشته و مانا هستند؛ زیرا قدر مطلق آماره t هر آزمون از t جدول بزرگ‌تر بوده و احتمال هر آماره نیز کمتر از ۵ درصد است که فرضیه صفر هر دو آزمون را به نفع مانایی این متغیرها رد می‌کند.

پس از بررسی مانایی متغیرها، اولین آزمون در داده‌های تابلویی برای تعیین مدل مورد استفاده آزمون چاو یا F- لیمر[1] به شرح زیر است:

فرضیه صفر آزمون چاو این است که همه عرض از مبداها برابرند و یک عرض از مبدا مشترک برای تمام مقاطع خواهیم داشت و می‌توان همه مقاطع را به عنوان یک مقطع در نظر گرفت و در واقع تمام اثرات ثابت برابر صفر هستند که به این برآورد pooling گفته می‌شود. در غیر این‌صورت عرض از مبدا مقاطع با هم برابر نیست و وجود اثرات ثابت پذیرفته می‌شود که در این پژوهش طبق نتایج جدول (۲) فرضیه صفر آزمون چاو به نفع

1. F- limer test

وجود داده‌های تابلویی اتخاذ می‌شود. پس از این آزمون، آزمون هاسمن[1] را که بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است را بررسی می‌کنیم و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر تصادفی کاربرد خواهد داشت. پس فرضیه H_0 نشان‌دهنده عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه H_1 نشان‌دهنده وجود ارتباط است که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تصادفی بودن اثرات در داده‌های تابلویی برای داده‌های این پژوهش بر اساس آماره گزارش شده در جدول (۲) پذیرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

نتیجه	Prob	مقدار آماره	آزمون
داده‌های تابلویی	۰/۰۰۰	۳۸/۱۰	آزمون F لیمر
اثرات ثابت	۰/۰۰۰	۵۷/۰۲	آزمون هاسمن

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس یافته‌ها در جدول (۲) مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت به عنوان بهترین مدل برای داده‌های تابلویی انتخاب شده است. طبق نتایج جدول (۲) آماره آزمون F- لیمر برابر با ۳۸/۱۰ و احتمال این آماره برابر با ۰/۰۰۰۰ است و چون مقدار احتمال کمتر از ۵ درصد است؛ از این رو، فرض صفر مبنی بر داده‌های تلفیقی رد شده و الگوی داده‌های تابلویی روش بهتری برای تخمین خواهد بود. سپس با استفاده از آزمون هاسمن به این نتیجه خواهیم رسید که الگوی تابلویی را با روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تخمین بزنیم. فرضیه صفر آزمون هاسمن مبنی بر انتخاب الگوی تابلویی با اثرات تصادفی است و فرضیه مخالف صفر انتخاب الگوی تابلویی با اثرات ثابت است.

همانطور که در جدول (۲) مشخص است آماره آزمون هاسمن برابر با ۵۷/۰۲ و احتمال این آماره نیز برابر با ۰/۰۰۰۰ است که کمتر از ۵ دصد بوده و منجر به رد شدن فرضیه صفر این آزمون به نفع الگوی تابلویی با اثرات ثابت است.

در جدول (۳) ضرایب برآوردی به دست آمده از تخمین الگوی تابلویی با اثرات ثابت و تصادفی و الگوی تلفیقی را ارائه شده است.

1. Hausman Test

جدول ۳. تخمین الگوهای تابلویی

روش برآورد حداکثر درست نمایی (MLE) متغیر وابسته: $Log(Lp)_{it}$			
متغیر مستقل	الگوی اثرات ثابت	الگوی اثرات تصادفی	الگوی تلفیقی
HDI_{it}	۰/۴۲	۰/۶۴	۴/۶۹
URR_{it}	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۰۳
$Log(popdens)_{it}$	۱/۱۱	-۰/۱۶	-۰/۱۲
$Log(indusw)_{it}$	۰/۳۸	۰/۳۳	۰/۱۳
R-Squared	۰/۴۲۱	۰/۴۵۶	۰/۰۲۸
F-Statistic	۱۸۰/۹۰	۲۶۵/۸۴	۱۶۸/۹۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۳) نتیجه تخمین سه الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت، داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی و داده‌های تابلویی تلفیقی ارائه شده است. در هر الگو ضریب هر متغیر برآورد شده است و این ضرایب نشان‌دهنده این است که متغیر شاخص توسعه انسانی، متغیر شهرنشینی و متغیر لگاریتمی دستمزد صنعتی در هر سه الگو اثری مستقیم و مثبت بر متغیر وابسته بهره‌وری نیروی کار دارند و متغیر تراکم جمعیتی نیز در الگوی اثرات ثابت رابطه مستقیم و مثبتی با بهره‌وری نیروی کار دارد درحالی که ضریب این متغیر در دو الگوی اثرات تصادفی و تلفیقی منفی و معنادار است.

پس از تایید شدن الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت به عنوان مدل ارجح در این بخش، طبق جدول (۳) بر اساس ضرایب برآوردی به دست آمده، می‌توان بیان کرد که همه متغیرها دارای اثری مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری نیروی کار بوده‌اند، اما به دلیل وجود همبستگی مقطعی استان‌های مختلف کشور طی آزمون‌های همبستگی صورت گرفته، اثرپذیری و اثرگذاری متغیرهای پژوهش بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های مختلف از روش داده‌های تابلویی، بُعد جغرافیایی موثر بر بهره‌وری نیروی کار را در استان‌های مختلف کشور لحاظ نکرده است؛ بنابراین، در نظر گرفتن بعد مکانی می‌تواند در بهبود توضیح‌دهندگی بهره‌وری نیروی کار و بیان نقش اثرات فضایی بر آن در استان‌های ایران نقش بسزایی داشته باشد.

پس از برآورد الگوهای ساده داده‌های تابلویی در این قسمت به برآورد الگوهای تابلویی فضایی می‌پردازیم و ماتریس مجاورت فضایی استان‌ها را به روش رخ مانند با به‌کارگیری نرم‌افزار GeoDa استخراج کرده و ماتریس وزنی فضایی را که به تعداد استان‌ها نرمالایز شده است را با استفاده از نرم‌افزار استتا آماده کرده و آن را در هر یک از مدل‌های فضایی تعبیه می‌کنیم. براساس ماتریس مجاورت فضایی، مدل‌های تابلویی فضایی شامل الگوی خطای فضایی، الگوی وقفه فضایی و مدل دوربین فضایی براساس روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده خواهند شد.

۵-۱. آزمون همبستگی فضایی

در این بخش پیش از تخمین مدل پژوهش لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال، مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور با استفاده از سه آزمون تشخیصی شامل آزمون موران[1]، آزمون ضریب لاگرانژ[2] وآزمون والد[3]، فرضیه معناداری وابستگی‌های فضایی بین اجزای اخلال در مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون بیانگر عدم وجود اثرات فضایی روی متغیر وابسته و جملات خطا است و در صورتی که فرضیه صفر رد شود، مدل مبنی بر وجود اثرات فضایی تایید خواهد شد.

جدول ٤. آزمون‌های همبستگی فضایی

آزمون	فرضیه H0	آماره	احتمال
I-Moran	عدم وجود همبستگی فضایی در اجزای اخلال	٦/٦٦	۰/۰۰۰
Wald Test	عدم وجود همبستگی فضایی در متغیرهای توضیحی	۱۲/۱٦	۰/۰۱٦
LM	عدم وجود خودهمبستگی فضایی در متغیر وابسته	۰/۹	۰/۳۱
LM General	عدم وجود همبستگی فضایی عمومی	٤۲/۸۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1. Moran test
2. Lagrange multiplier test
3. Wald test

۵-۲. آزمون هاسمن در مدل‌های تابلویی فضایی

پس از حصول اطمینان از وجود همبستگی فضایی بین متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون هاسمن به بررسی الگوها از لحاظ وجود اثرات ثابت یا تصادفی فضایی می‌پردازیم.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن الگوهای تابلویی فضایی

الگوهای فضایی	نماد	آماره کای دو	احتمال	نتیجه
خطای فضایی	SEM	۱۹۸	۰/۰۰۰	اثرات ثابت فضایی
وقفه فضایی	SAR	۱۸/۲۸	۰/۰۰۲۶	اثرات ثابت فضایی
دوربین فضایی	SDM	۳۲/۹۲	۰/۰۰۰۳	اثرات ثابت فضایی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بنابر نتایج حاصل شده از آزمون هاسمن در جدول (۵) برای سه الگوی خطای فضایی، وقفه فضایی و دوربین فضایی می‌توان نتیجه گرفت که با توجه به آماره χ^2 ارائه شده و سطح احتمال آن که کمتر از ۵ درصد شده است؛ در هر سه الگوی فضایی مورد بررسی، وجود اثرات ثابت فضایی پذیرفته می‌شود.

۵-۳. آزمون‌های تشخیصی مدل بهینه

پس از تخمین مدل در قالب الگوی وقفه فضایی و خطای فضایی و دوربین فضایی، مطابق با ادبیات اقتصادسنجی فضایی در این قسمت با استفاده از آزمون‌های والد و والد چندگانه به تشخیص مدل بهینه می‌پردازیم. برای انتخاب بهترین مدل بین مدل SDM و مدل SAR از آزمون والد استفاده می‌شود به این صورت که اگر فرضیه صفر این آزمون پذیرفته شود به این معنی است که مدل، دوربین فضایی نیست و فرض صفر بودن ضرایب مستقل در دوربین مورد قبول است و این مدل یک مدل SAR است. در مورد آزمون مربوط به خطای فضایی؛ یعنی SEM نیز برای بررسی و شناسایی همبستگی فضایی در جمله‌ی خطا به این دلیل که تعداد شرط‌هایی که باید بررسی شود بیش از یک شرط است و قابل تلفیق نیستند از آزمون والد چندگانه استفاده می‌کنیم. به این ترتیب اگر فرضیه صفر این آزمون پذیرفته شود به این معنی که همزمان همبستگی فضایی در متغیرهای مستقل و وابسته برابر صفر هستند و الگوی SDM رد و مدل SEM تایید می‌شود.

نتایج ارائه شده در جدول (۶) نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون والد رد شده و مدل وقفه فضایی به نفع دوربین فضایی کنار می‌رود. در آزمون والد چندگانه نیز فرض صفر آزمون که اشاره به برتری مدل خطای فضایی دارد رد شده و الگوی دوربین فضایی به‌عنوان مدل ارجح اتخاذ می‌شود.

جدول ٦. آزمون والد و والد چندگانه

آزمون	فرضیه H_0	آماره کای دو	احتمال
Wald test	$\gamma = 0$	۳۰/۹۱	۰/۰۰۰۰
Wald test-nl	ρ و $\gamma = 0$	۱۹/٦۹	۰/۰۰۰٦

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٥-٤. برآورد مدل بهینه

الگوی دوربین فضایی را که پس از انجام آزمون‌های تشخیصی به‌عنوان مدل نهایی تایید شده است را به روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده و در جدول (۷) ارائه خواهیم کرد.

جدول ۷. تخمین مدل دوربین با اثرات ثابت فضایی

روش برآورد: حداکثر درست‌نمایی متغیر وابسته: $Log(LP)_{it}$		
نام متغیر	ضرایب	احتمال
HDI_{it}	۰/۱۸	۰/۰٤
URR_{it}	۰/۳٦	۰/۰۲
$Log(popdens)_{it}$	۱/۷٥	۰/۰۰
$Log(indusw)_{it}$	۰/۲۷	۰/۰۰
$Wx\ HDI_{it}$	۰/۳٦	۰/۰۱
$Wx\ URR_{it}$	۰/۰۹	۰/۰۱
$Wx\ Log(popdens)_{it}$	-۱/٤٦	۰/۰۰
$Wx\ Log(indusw)_{it}$	۰/۰۲	۰./۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۷) تخمین مدل بهینه است که ضرایب متغیرهای اصلی و متغیرهایی که به صورت سرریز فضایی وارد مدل شده‌اند در آن لحاظ شده است. متغیر شاخص توسعه

انسانی با ضریب ۰/۱۸، نرخ شهرنشینی با ضریب ۰/۳۶، تراکم جمعیتی به میزان ۱/۷۵ و دستمزد صنعتی با ضریب ۰/۲۷ اثر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارند. نتایج حاصل از سرریزهای فضایی متغیرهای توضیحی نیز نشان می‌دهند که شاخص توسعه انسانی دارای سرریز مثبت و قابل توجهی بر بهره‌وری نیروی کار هر استان دارد و با افزایش یک درصدی شاخص توسعه انسانی در استان‌های مجاورِ استان i، باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار استان i به میزان ۰/۳۶ درصد خواهد شد. سرریز فضایی نرخ شهرنشینی از استان‌های مجاور استان i به میزان ۰/۰۹ اثر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار استان i دارد و سرریز متغیر تراکم جمعیتی با ضریب ۱/۴۶- اثری منفی بر بهره‌وری نیروی کار استان i دارد و سرریز فضایی دستمزد صنعتی استان‌های مجاور استان i با ضریب ۰/۰۲ اثر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار استان i دارد. در جدول (۸) اثرات مستقیم و غیر مستقیم با محاسبه خطاهای استاندارد اثرات حاشیه‌ای با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو[1] برآورد شده‌اند و اثر کل نیز حاصل مجموع این دو اثر است.

جدول ۸. اثرات کل، مستقیم و غیرمستقیم

نام متغیر	اثر کل		اثر مستقیم		اثر غیرمستقیم	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
HDI_{it}	۰/۵۲	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۰٤	۰/۳٤	۰/۰۱
URR_{it}	۰/٤۲	۰/۰۲	۰/۳۲	۰/۰۲	۰/۱۰	۰/۰۲
$Log(popdens)_{it}$	۰/۲۵	۰/۱	۱/۵۲	۰/۰۰	-۱/۲۷	۰/۰۰
$Log(indusw)_{it}$	۰/۳٤	۰/۰۰	۰/۳۰	۰/۰۰	۰/۰٤	۰/۰۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

ضرایب برآوردی شاخص توسعه انسانی و دستمزد صنعتی نیروی کار نشان‌دهنده این است که افزایش شاخص توسعه انسانی و دستمزد صنعتی نیروی کار در هر استان اثر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار دارد و در استان‌های مجاور به صورت اثرات مثبت بر استان سرریز می‌کند و دلیل این سرریز مثبت، وجود بازارهای رقابتی است که برای جلوگیری از خروج

1. Computing marginal effects standard errors using MC simulation

نیروی کار به ویژه نیروی کار ماهر، عوامل جذب‌کننده نیروی کار را در استان بهبود می‌بخشند. علاوه بر این، با اجرای سیاست‌های لازم، مهارت‌های شغلی را ترویج داده و به طور همزمان خروج دائمی نیروی کار با مهارت بالا را که حاصل سال‌ها انباشته شدن سرمایه انسانی در استان است را کاهش می‌دهند.

ضرایب برآوردی متغیر شهرنشینی نیز این‌گونه نشان می‌دهند که افزایش جمعیت شهری و افزایش تقاضا، علاوه بر تربیت نیروی کار متخصص در شهرها، منجر به جذب نیروی کار ماهر نیز می‌شود و جذب نیروی کار ماهر به صورت سرریز مثبت، نرخ شهرنشینی استان‌های مجاور را تحت تاثیر قرار داده و منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار در استان مجاور می‌شود.

اثر مستقیم تراکم جمعیت درون استان نیز بیانگر اثری مثبت بر بهره‌وری نیروی کار است، اما اثر غیرمستقیم حاصل از تراکم جمعیتی بر بهره‌وری نیروی کار مبین آن است که ضمن ایجاد اثر مثبت خارجی که به دلیل صرفه‌های ناشی از مقیاس به وجود می‌آید، طبق مبانی نظری بررسی شده به دلیل روبه‌رو شدن این اثر با اثر ازدحامی ناشی از تراکم که حاصل نبود زیرساخت کافی و هماهنگ با رشد جمعیت در استان است منجر به سرریز منفی مجاورت‌ها بر استان می‌شود.

کلیه اثرات شواهد خوبی بر وجود رابطه مثبت بین شهرنشینی و سطح بهره‌وری نیروی کار هستند که نشان می‌دهند شهرها تحت شرایط مناسب می‌توانند اشتغال مولد و بزرگی ایجاد کنند که می‌تواند محرکی برای رشد و توسعه شهر، استان و فراتر از آن برای کشور باشد؛ زیرا شهرها در ایجاد مشاغل پایدار و افزایش بهره‌وری بهتر عمل می‌کنند و توانایی نوآوری، پاسخ به تقاضای بازار و مزایای مرتبط با بازارهای انبوه را به حداکثر می‌رسانند. بنابراین، اهمیت شهرها بر دولت‌ها پوشیده نیست و نقش دولت در این زمینه فراهم کردن شرایط محیطی، بوروکراسی لازم (مانند قوانین کار موثر) و امنیت اجتماعی برای افزایش بهره‌وری جمعیت شهری است. بخش قابل توجهی از این نقش در یک شهر رو به رشد مربوط به مدیریت رشد و اصلاح شکست‌های بازاری مانند کمبود سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلند مدت شهری است.

٦-١. پیشنهاد مطالعه آتی

پیشنهاد می‌شود تابع بهره‌وری نیروی کار برای استان‌های پرجمعیت و کم‌جمعیت در مطالعات آتی به‌صورت جداگانه برآورد شده و ضرایب متغیرها مقایسه و تحلیل شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

این مطالعه بخشی از پایان نامه کارشناسی ارشد است که توسط دانشگاه شهید چمران اهواز با شماره گرنت SCU.EE1401.30460 حمایت مالی شده است که بدین وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

ORCID

Fatemeh Mohiseni https://orcid.org/0000-0001-5340-8059
Seyed Aziz Arman https://orcid.org/0000-0002-7930-858X
Seyed Amin Mansouri https://orcid.org/0000-0003-1251-4028

منابع

اکبری، پیمان. (۱۳۸۹). بهره‌وری؛ ترسیم وضعیت آینده. *ماهنامه اطلاعات علمی*، ۳۷۰، ۵۰-۵۳.

سالیوان، آرتور (۲۰۰۷). *مباحثی در اقتصاد شهری*. ترجمه جعفر قادری و علی قادری. جلد اول. تهران: انتشارات نور علم. DIO: ۹۷۸۹۶۴۲۷۲۸۰۶۰

سامتی، مرتضی، فتح‌آبادی، مهدی، رنج‌بر، همایون. (۱۳۹۳). اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۳(۸)، ۱۷- ۳۶. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_554369.html

سبحانی، حسن. (۱۳۷۱). بازدهی سرمایه‌گذاری‌های آموزشی، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۴۵، ۷۲-۱۹۶ https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1369.31.45.4.1

کرباسی، علیرضا، فهیمی‌فرد، سید محمد و جهانی، حمید رضا. (۱۳۹۰). تخمین مهاجرت روستا-شهر در ایران (کاربرد مدل خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده). *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، (۹۶)۱۶، ۹۷- ۱۱۳.https://sid.ir/paper/2785/fa

کمیجانی، اکبر و علمی، زهرا. (۱۳۸۴). اثر سرمایه انسانی بر درآمد. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۳، ۹۱ - ۱۱۱.
https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/907650

کهتر، مهسا. (۱۳۹۴). بررسی نقش شهرها و شهرنشینی بر بهره‌وری و رشد اقتصاد ملی، کنفرانس بین المللی مدیریت، علوم اقتصادی و انسانی. ترکیه، استانبول.DIO: ICMEH01_059

مرکز آمار ایران. نتایج تفصیلی سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن. سال‌های ۱۳۳۵ تا ۱۳۹۵، تهران.

References

Biesebroeck, J. V. (2015). How tight is the link between wages and productivity? a survey of the literature. Conditions of Work and Employment, Series No: 54. International labor organization. DIO: 2226-8944 ; 2226-8952

Cahuc, P., Carcillo, S. and Zylberberg, A. (2014). Labor economics. 2nd Ed. Cambridge, MA: The MIT Press. DIO: 9780262027700

Chen, M. H. and Zhang, W. (2014). The Global pattern of urbanization and economic growth: evidence from the last three decades. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0103799

Clower, R. (1965). *The keynesian counterrevolution: a theoretical appraisal. In the theory of interest rates.* edited by F. H. Hahn and F. P. R. Bechling. London: Macmillan.
DOI: 10.4236/jmp.2013.41019

Giorgio, C., Giovanni, F. (2021). Labour flexibility, internal migration and productivity in Italian regions, *structural change and economic dynamics*, *57*: 308–320.
https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.04.004

Glaeser, E., Gottiled, J. (2009). The wealth of Cities: agglomeration economies and spatial equilibrium in the United States. *Journal of Economic literature, 47(4):* 983−1028.
DOI: 10.1257/jel.47.4.983.

Glaeser, E. (2011). *Triumph of the City: How Our Greatest Invention Makes Us Richer, Smarter, Greener, Healthier and Happier*. New York: Penguin. DOI: 10.2307/41474071.

Henderson, J. V. (2002). Urbanization and economic growth: The so- what question, Brown university Mimeo. http://www.jstor.org/stable/40215937

Jacobs, J. (1984). Cities and wealth of nations, vintage, New York. wealth of nations, vintage, New York. https://doi.org/10.1016/S0166-0462(97)80005-1

Jaime, Prudencio-Vázquez., Esteban Fernandez Marquez, Fernando Rubiera Morollon. (2021). Productivity and agglomeration economies in the manufacturing of the metropolitan areas of Mexico, 1998–2018. https://doi.org/10.1111/rsp3.12451.

Jaison R. Abel, Ishita Dey, and Todd M. Gabe. (2011). Productivity and the density of human capital, Federal reserve bank of New York staff reports, *No. 440*. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1576593

Japan productivity center (1988). Introduction to the roles of productivity facilitator. *overseas technical cooperation dept*. Tokyo: JPC. https://doi.org/10.1016/j.eeh.2015.09.002

Jedwab, R., & Vollrath, D. (2015). Urbanisation without growth in historical perspective. *exploration in economics history*, *58 (C*), 1–21.

Klein, A., Crafts, N. (2018). Agglomeration externalities and productivity growth: U.S. cities, 1880-1930. *The economic history review***.** https://doi.org/10.1111/ehr.12786

Kovacevic, M. (2011). Review of hdi critiques and potential improvments. *UNDP: HDR*. research paper 2010/3.

Tadjoeddin, M., Blackman, V. (2018). Urbanization and labor productivity in Indonesia. http://doi.org/10.22617/TCS189213-2

United Nations Development Programme. (UNDP): *2015 Human development report*, https://globaldatalab.org/shdi/table/shdi/IRN/

Akbari, P. (1389). Productivity, depict of future situation, *monthly scientific Information*, 1389 Tir, *No. 370*, 50- 53.[In Persian] DIO: 9789642728060

Arthur, O's. (2007). *Urban economics*, 1st volume, translator; Ali Ghaderi, Tehran*: Noure-Elm Publications*. [In Persian] https://doi.org/10.1111/j.1467-9906.2007.00364.x

Kahtar, M. (2015). Investigating the role of cities and urbanization on productivity and growth of the national economy, *International Conference on Management, Economic and Human sciences.* Turkey, Istanbul. [In Persian] DIO: ICMEH01_059

Karbasi, A., Fahimifard, M. & Jahani, H. (2011). Estimation of rural-urban migration in Iran (using autoregressive model with extended intervals) *Iranian Journal of Economic Research, 16 (96)*, 97-113. [In Persian] https://sid.ir/paper/2785/fa

Komeijani, A., Elmi, Z. (2005). The effect of human capital on income, *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development*, *(13)* 91-11. [In Persian] https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/907650

Sameti, M., Fath-Abadi, M., Ranjbar, H. (2014). The effects of industrial agglomeration and urbanization on economic growth, *economic modeling, 8(3)*, 17-36. [In Persian] https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_554369.html

Sobhani, H. (1992). Return on educational investments, *Economic Research, (45)*,72-96.[In Persian] https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1369.31.45.4.1

Statistical Center of Iran. The detailed results of the general population and housing censuses, 1335-1395, Tehran. [In Persian]

استناد به این مقاله: محیسنی، فاطمه، آرمن، سید عزیز، منصوری، سید امین. (۱۴۰۲). اثر شهرنشینی و سرریزهای فضایی آن بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، *۲۸ (۹۵)*، ۱۲۷-۱۵۶.

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

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 157-192
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.69705.1132

ATU PRESS

Original Research
Received: 24/08/2022
Accepted: 20/06/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Guarantees Risk Management in a Financial Institution

Nazanin Ghasemdokht — M.Sc, Industrial Engineering Department, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Hamideh Razavi * — Associate Professor, Industrial Engineering Department, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

Abstract

Overdue claims resulting from the lending process can pose a significant credit risk to financial institutions. To mitigate this risk, institutions often acquire guarantees. However, borrowers may encounter challenges when providing adequate and valid guarantees, particularly guarantees with lower risk. The present research focused on loan credit risk, borrower utility, and liquidity risk of guarantees within a private fund. First, data mining and classification methods were applied to a dataset of loans. The random forest algorithm, with a prediction accuracy of 0.986, was found to be optimal for constructing a guarantees composition model. The guarantees composition involves using multiple types of guarantees to secure a loan. Two models were established to generate guarantee compositions with a maximum default rate of 10%. In testing scenarios, the average risk of total default for acceptable combinations stands at 3.94%, a significant improvement compared to the fund loans' overall default rate of 6.3%. Furthermore, the proposed model

* Corresponding Author: h-razavi@um.ac.ir
How to Cite: Ghasemdokht, N., Razavi , H. (2023). Guarantees Risk Management in a Financial Institution. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 157- 192.

increases borrower utility from 4.22 to 4.6, not only reducing the default rate but also enhancing borrower utility.

1. Introduction

When providing loans to customers, banks require guarantees due to insufficient knowledge of customers and the default risk. Obtaining guarantees from borrowers is recognized as a solution to reduce default risk in banks, but its impact on risk reduction depends on various factors. The combination and type of guarantees are among these factors, which have received less attention in the literature.

The current state of overdue bank claims in Iran is unfavorable, and if conditions persist, it will lead to significant monetary and financial crises with negative effects on various sectors of the economy. In recent years, the ratio of non-performing loans to total disbursed facilities in Iran has been consistently higher, averaging around 5% to 10% higher than the global average. Reduction of the default risk in loans can decrease the ratio of non-performing loans to total disbursed facilities.

The present study first intended to create various combinations of guarantees for each loan, followed by predicting the probability of default for each combination. In line with their priorities, borrowers can then select their desired guarantee composition from a list of acceptable combinations.

2. Methodology

To address the research problem, the study identified common classification methods in data mining by relying on published articles in the field of credit risk. Then, a sample dataset of loans from a financial institution was examined, and the data mining process based on classification methods was applied to the dataset. The random forest method, with a prediction accuracy of 0.986, was ultimately chosen as the approach for constructing the guarantee composition

model. Using the previous guarantee compositions, the study developed two models by relying on machine learning techniques. These compositions take into account the perspectives of both the financial institution and the borrower.

3. Final Result

The two models generate guarantee compositions with a maximum acceptable default rate of 10%. Considering their own priorities circumstances, borrowers can select their desired guarantee composition from the available combinations, which contributes to a reduction in the default rate in the financial institution.

Keywords: Guarantee Composition, Liquidity Risk, Credit Risk, Financial Institution

JEL Classification: G21, G32, C38.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۳۰

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۱۵۷-۱۹۲

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.69705.1132

مدیریت ریسک تضامین در یک موسسه مالی

نازنین قاسم‌دخت دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی صنایع گرایش بهینه‌سازی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

حمیده رضوی* دانشیار گروه مهندسی صنایع، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

چکیده

مطالبات معوق یکی از آثار نامطلوب اعطای وام در موسسات مالی است که باعث ایجاد ریسک اعتباری می‌شود. دریافت تضامین می‌تواند این ریسک را تا حد زیادی کاهش دهد. این در حالی است که وام‌گیرندگان در ارائه تضامین مشکل دارند و گاهی قادر به ارائه تضامین کافی و معتبر به خصوص تضامین با ریسک پایین نیستند. در این پژوهش سه موضوع مهم شامل: ریسک اعتباری وام، مطلوبیت وام‌گیرندگان و ریسک نقدشوندگی تضامین در یک صندوق خصوصی مورد مطالعه قرار گرفته است. ابتدا فرآیند داده‌کاوی با استفاده از روش‌های طبقه‌بندی روی مجموعه داده‌های وام‌ها پیاده‌سازی شد و جنگل تصادفی با دقت پیش‌بینی ۰/۹۸۶ به عنوان روش منتخب برای ساخت مدل ترکیب تضامین واقع شد. منظور از ترکیب تضامین، ارائه دو یا چند نوع تضمین مختلف برای دریافت یک وام مشخص است. در ادامه با استفاده از روش جنگل تصادفی و ترکیب‌های تضامین واقعی در وام‌های موسسه مالی، دو مدل برای ایجاد ترکیب‌های تضامین ساخته شد که خروجی آن‌ها ترکیبات تضامین با حداکثر نرخ نکول مورد پذیرش ۱۰ درصد هستند. در آزمون‌های انجام شده میانگین احتمال نکول کل ترکیبات قابل قبول حداکثر ۳/۹۴ درصد است در حالی که نرخ نکول کل وام‌های اعطایی برابر با ۶/۳ درصد است. مطلوبیت وام‌گیرندگان ناشی از ترکیب تضامین نیز از ۴/۲۲ به ۴/۶ افزایش یافته است. در مقایسه مدل جاری دریافت تضامین و مدل‌های ایجاد شده نرخ نکول کاهش و مطلوبیت وام‌گیرندگان افزایش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: ترکیب تضامین، ریسک نقدشوندگی، ریسک اعتباری، موسسه مالی

طبقه‌بندی JEL: C38,G32,G21.

* نویسنده مسئول: h-razavi@um.ac.ir

۱. مقدمه

شیوع COVID-19 علاوه بر ایجاد وضعیت خطرناک بهداشتی در سرتاسر جهان، باعث ایجاد هزینه‌های اقتصادی زیادی در صنایع مختلف شده‌است (Zheng & Zhan, 2021). به طور هم‌زمان دسترسی به سرمایه -به ویژه از طریق بازارهای سرمایه- به دلیل کاهش رتبه اعتباری و افزایش ریسک ورشکستگی در شرکت‌ها، محدود شده‌است (Mirza & et al., 2020).

در زمینه ارائه وام، موسسات مالی زیادی از جمله صندوق‌ها وجود دارند که مشابه بانک‌ها عمل می‌کنند. مطالعه موردی این پژوهش روی یک صندوق پژوهش و فناوری استانی انجام گرفته است که زیرمجموعه نهادهای مالی و اعتباری محسوب می‌شود.

بانک‌ها هنگام ارائه وام به مشتریان به دلیل شناخت ناکافی از مشتریان و ریسک نکول اقدام به دریافت تضامین می‌کنند. ایجاد پشتوانه مالی از طریق دریافت تضامین به‌عنوان راهکاری برای کاهش ریسک در بانک‌ها شناخته شده است، اما این امر همواره منجر به کاهش ریسک نمی‌شود (خشنود، ۱۳۹۹). بر اساس مقررات بانکی ۱۰۰ کشور مورد مطالعه -در ۷۵ درصد این موارد- دریافت تضمین از وام‌گیرندگان هنگام پرداخت وام ضروری است (Love & et al., 2016).

کم اثر بودن دریافت تضامین توسط موسسات مالی در احتمال نکول وام‌گیرنده و سخت شدن دریافت وام برای شرکت‌ها از زمان فراگیری ویروس کرونا، باعث ایجاد شرایط نامطلوب وام‌دهی برای وام‌دهنده و وام‌گیرنده شده است (Mirza & et al., 2020 و خشنود، ۱۳۹۹).

یافتن رابطه میان ترکیب تضامین ارائه شده توسط وام‌گیرندگان و احتمال نکول وام مسئله اصلی این پژوهش است. منظور از ترکیب تضامین، ارائه دو یا چند نوع تضمین مختلف برای دریافت یک وام مشخص است. شناخت این رابطه می‌تواند به کاهش ریسک اعتباری وام‌ها کمک کند. بنابراین، هدف این پژوهش از منظر وام‌دهنده، کاهش نرخ نکول است.

علاوه بر این و از نگاه وام‌گیرندگان، ارائه تضامین بر اساس درخواست بانک‌ها چالش مهمی محسوب می‌شود. وام‌گیرندگان به دلیل محدودیت‌هایی که در ارائه تضامین دارند،

اغلب با مشکل روبه‌رو می‌شوند و در برخی موارد از دریافت وام منصرف می‌شوند. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود که نتایج این مطالعه بتواند منجر به افزایش مطلوبیت وام‌گیرنده در ارائه تضامین شود.

با توجه به ادبیات بررسی شده، در هر دو زمینه تضامین و امتیاز اعتباری در ارتباط با نکول، پژوهش‌های بسیاری صورت گرفته است، اما در حال حاضر شکاف تحقیقاتی مهمی در زمینه ارتباط ترکیب تضامین و نکول وجود دارد. مطالعات گذشته در زمینه تضامین، اغلب از یک نوع تضمین در ساختار داده خود استفاده کرده‌اند و مفاهیمی از جمله ترکیب تضامین، ریسک نقدشوندگی تضامین و مطلوبیت وام‌گیرندگان کمتر مورد توجه بوده است.

در این پژوهش ابتدا به ایجاد ترکیب‌های متنوع و شدنی از تضامین برای هر مشتری می‌پردازیم و سپس برای کلیه ترکیبات به وجود آمده نرخ نکول را با استفاده از روش‌های داده‌کاوی و یادگیری ماشین تعیین می‌کنیم. منظور از شدنی بودن ترکیب تضامین این است که در فضای واقعی پذیرش این ترکیب از جانب وام‌دهنده و وام‌گیرنده وجود داشته باشد. پس از پیش‌بینی نرخ نکول برای هر ترکیب تضامین با توجه به حداکثر نرخ نکول قابل پذیرش ترکیب‌های منتخب به مشتری پیشنهاد می‌شود و مشتری بر اساس مطلوبیت خود ترکیب نهایی را برمی‌گزینند.

۲. مبانی نظری

در این قسمت برای فهم بهتر موضوع اصلی، ابتدا به مفاهیم رایج در زمینه ریسک اعتباری که مرتبط با این پژوهش است، پرداخته می‌شود. انواع ریسک در بانکداری برشمرده می‌شود، سپس ریسک اعتباری که زیرمجموعه ریسک‌های بانکداری است، تعریف می‌شود و ارتباط آن با ریسک تضامین در این پژوهش شرح داده می‌شود. در ادامه به موضوع امتیازدهی اعتباری اشاره می‌شود؛ زیرا در ارزیابی ریسک وام نقش موثری دارد. سپس امتیازدهی اعتباری در ادبیات گذشته مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱. ریسک اعتباری

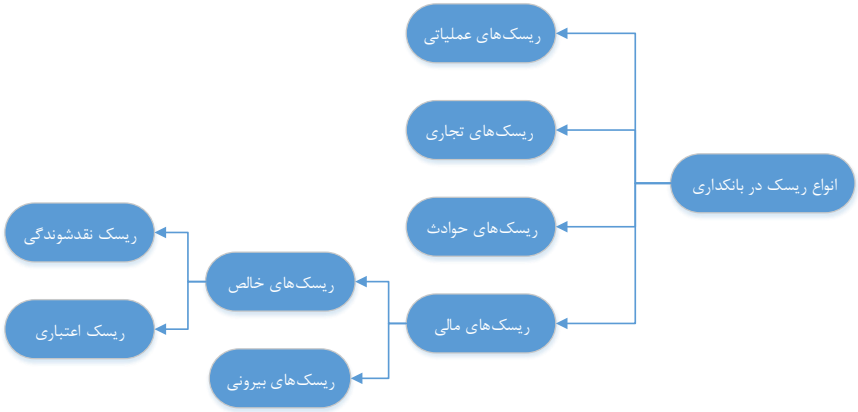
ریسک اعتباری توسط کمیته نظارت بانکی بازل[1] به این صورت تعریف شده است: «ریسک اعتباری عبارت است از امکان بالقوه اینکه قرض‌گیرنده از بانک و یا طرف حساب او در ایفای تعهدات خود نسبت به بانک در مدت زمان مشخص ناتوان شود» (Mahapatra, 2012). کمیته بازل در مورد نظارت بانکی در سال ۲۰۰۴ توافق‌نامه سرمایه بازل جدید (بازل II) را منتشر کرد که به بانک‌ها اجازه داد رتبه‌های اعتباری داخلی خود را برای ارزیابی ریسک‌های اعتباری ایجاد کنند (Chang & et al., 2018).

موسسات مالی و ناظران مالی در جوامع مختلف اقتصادی به دنبال مدل‌سازی و کنترل ریسک اعتباری هستند (طراحیان و اسدی، ۱۳۹۷). در میان پژوهش‌های اخیر، مطالعات زیادی روی مدل‌های امتیازدهی اعتباری صورت گرفته است (Baesens & et al., 2003). در این پژوهش‌ها، ابزارهای متعددی برای بهبود امتیازدهی ریسک اعتباری و افزایش دقت پیش‌بینی ارائه شده است. در این مطالعه نیز از روش‌های امتیازدهی اعتباری برای پیش‌بینی نرخ نکول ترکیب‌های تضامین استفاده می‌شود.

همان‌طور که همه فعالیت‌های اقتصادی با ریسک همراه هستند، فعالیت‌های بانکی نیز دارای ریسک هستند (سزاوار و همکاران، ۱۴۰۰). مطابق شکل (۱) در صنعت بانکداری، ریسک‌ها به چهار دسته تقسیم می‌شوند که عبارتند از: ریسک‌های عملیاتی[2]، ریسک‌های تجاری[3]، ریسک‌های حوادث[4] و ریسک‌های مالی[5] (Trad & et al., 2017). ریسک‌های مالی خود به دو زیرمجموعه دیگر تقسیم می‌شود که عبارتند از: ریسک‌های بیرونی (مرتبط با نوسان نرخ سود، نرخ ارز و بازار) و ریسک‌های خالص. ریسک‌های خالص نیز به دو دسته ریسک نقدشوندگی[6] و ریسک اعتباری[7] تقسیم می‌شوند (Rashid & Jabeen, 2016).

1. Basel Committee on Banking Supervision
2. Operational Risks
3. Business Risks
4. Accident Risks
5. Financial Risks
6. Liquidity Risks
7. Credit Risks

نمودار ۱. انواع ریسک در بانکداری



ماخذ: ترادو همکاران[1] (۲۰۱۷)

در این پژوهش تمرکز اصلی روی ریسک اعتباری و ارتباط با آن تضامین است. ریسک اعتباری به بیانی ساده از قصور قرض‌گیرنده در اجرای تعهدات خود نسبت به قرض‌دهنده ایجاد می‌شود (افشارنیا، ۱۴۰۰). این ریسک جنبه جدایی‌ناپذیر وام‌دهی است (Dzik-Walczak & Heba, 2021) و ارزیابی آن یک عنصر اساسی در مدیریت ریسک اعتباری بوده و مبنای تصمیمات اعتباری است (Wu & Olson, 2010). این تصمیمات به دلیل هزینه بسیار بالای تصمیمات نادرست، عاملی حیاتی در موفقیت موسسات مالی است (Lahsasna & et al., 2010). لازم به ذکر است که به ریسک اعتباری، ریسک نکول نیز گفته می‌شود. در این پژوهش ریسک تضامین به ریسک اعتباری وام‌ها با در نظر گرفتن ترکیب تضامین دلالت دارد و این ریسک می‌تواند با استفاده از داده‌های گذشته به صورت تنها یا گروهی محاسبه شود.

۲-۲. ریسک نقدشوندگی تضامین

عدم هماهنگی بین سررسید پرداخت‌ها و دریافت‌ها موجب بروز ریسک نقدشوندگی می‌شود و آن را ریسک نقدینگی می‌نامند. به عبارت دیگر، ریسک ناشی از نبود نقدینگی لازم به منظور پوشش تعهدات کوتاه مدت و خروجی‌های غیرمنتظره وجوه، همان ریسک

1. Trad, N., et al.

نقدشوندگی است (Basel, 2004). این ریسک به عنوان یکی از دلایل اصلی بحران‌های مالی نباید مورد غفلت قرار گیرد (Kumar & Yadav, 2013).

در ادبیات موضوع، منظور از ریسک نقدشوندگی احتمال عدم توانایی نهاد مالی برای اعطای تسهیلات و یا پرداخت به موقع دیون (سپرده‌ها) است، اما در این پژوهش ریسک نقدشوندگی اشاره به ریسک نقدشوندگی تضامین پس از نکول دارد. هنگامی که نکول اتفاق می‌افتد موسسات مالی و اعتباری برای جبران خسارت ایجاد شده می‌توانند در ابتدا اقدام به تملک تضامین ارائه شده کرده و سپس تضامین را تبدیل به وجه نقد کنند. در این شرایط ریسک ناشی از نقدشوندگی تضامین ایجاد می‌شود، این ریسک به دو عامل سرعت تبدیل تضامین به وجه نقد و ارزش واقعی آن تضامین وابسته است.

در تخمین ریسک نقدشوندگی غالبا از اثر ترکیب تضامین در پیش‌بینی رخداد نکول و مطلوبیت افراد در ارائه تضامین چشم‌پوشی شده است. علت نیاز به ترکیب تضامین در مواردی است که وام‌گیرنده در قبال ارائه یک تضمین به میزان کافی ناتوان است؛ بنابراین، از جانب موسسه مالی پیشنهاد ارائه دو تا چند تضمین همزمان به وی داده می‌شود.

۲-۳. امتیازدهی اعتباری

امتیازدهی اعتباری یک ابزار مالی است که در فرآیند ارزیابی ریسک؛ یعنی مدیریت و تنوع بخشیدن به ریسک در پرتفوی سرمایه‌گذاری وام‌ها استفاده می‌شود. یکی از اهداف اصلی این ابزار ارزیابی ریسک وام است. مدل‌های امتیازدهی اعتباری امکان طبقه‌بندی مشتریان وام را به دو دسته خوب یا بد از نظر ویژگی‌هایشان فراهم می‌کند و به طور گسترده توسط موسسات مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد (Lee & et al., 2002).

از آنجایی که بهبود روش‌های طبقه‌بندی می‌تواند منجر به صرفه‌جویی قابل توجهی شود، دقت تکنیک‌های مختلف باید مورد تجزیه و تحلیل و مقایسه قرار گیرد. به منظور افزایش این دقت، روش‌های متعددی توسعه داده شده است. برای این منظور از هر دو دسته تکنیک‌های آماری پارامتریک (مانند تجزیه و تحلیل تفکیک[1] و رگرسیون

1. Discriminant Analysis

لجستیک[1]) و تکنیک‌های آماری ناپارامتریک (به عنوان مثال درخت تصمیم[2]) استفاده می‌شود.

در ادبیات گذشته اغلب به بررسی یا ایجاد مدل‌های امتیازدهی اعتباری به‌ویژه از طریق فرآیندهای داده‌کاوی پرداخته شده است (Lee & et al., 2002، محمدی و همکاران، ۱۳۹۹، Imtiaz & Brimicombe, 2017 و Abdou & et al., 2016). همچنین در سال‌های اخیر، رویکردهایی مانند شبکه عصبی مصنوعی و درخت تصمیم برای بهبود مدل‌های امتیازدهی اعتباری پیشنهاد شده‌اند (Dzik-Walczak & Heba, 2021).

۳. پیشینه پژوهش

در مطالعات صورت‌گرفته، شواهد بسیاری در مورد استفاده بانک‌ها از تضامین برای ارائه وام به شرکت‌های کوچک و متوسط وجود دارد. داویدنکو و فرانک[3] (۲۰۰۸) در سال ۲۰۰۸ مشاهده کردند که ۷۵/۷ درصد وام‌ها به شرکت‌های کوچک و متوسط در فرانسه و ۸۸/۵ درصد وام‌ها در آلمان، تضمین شده بوده‌اند. همچنین استیجورز[4] و همکاران (۲۰۰۹) در سال ۲۰۰۹ اعلام کردند که ۸۶/۵ درصد وام‌هایی که در ایالات متحده آمریکا به شرکت‌های کوچک و متوسط اهدا شده است، تضمین شده بوده‌اند. بر اساس مطالعات لُو[5] و همکاران (۲۰۱۶) در بین ۱۰۰ کشور مورد مطالعه آن‌ها نیز برای ۷۵ درصد وام‌ها ارائه تضمین الزامی بوده است.

برگر و همکاران[6] (۲۰۱۱) تحلیلی در خصوص ارتباط ریسک وام و تضمین در ۳۲۰۰۰ وام از بانک‌های بولیوی انجام دادند. همچنین دگریس و همکاران[7] (۲۰۲۱) آزمایشی را ترتیب دادند تا دلایل نیاز به تضمین توسط بانک‌ها هنگام ارائه وام را شناسایی کنند.

محمدی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی عوامل موثر بر احتمال نکول وام و تعیین ضریب اهمیت هر یک از متغیرهای اصلی مرتبط با احتمال نکول پرداختند. این محققین مدلی

1. Logistic Regression
2. Decision Tree
3. Davydenko, S. A. & Franks, J. R.
4. Steijvers, T., et al.
5. Love, l., et al.
6. Berger, A. N., et al.
7. Degryse, H., et al.

مبتنی بر رگرسیون لجستیک برای افزایش توانایی مدیران بانک در جهت حل مشکل عدم بازپرداخت به موقع وام ارائه داده‌اند.

عبدو و همکاران[1] (۲۰۰۸) دریافتند که شاخص کمترین هزینه طبقه‌بندی اشتباه، جست‌وجوی شبکه را به سمت انتخاب یک شبکه پیش‌خور چندلایه با پنج گروه هدایت می‌کند. این محققین دریافتند که شبکه‌های عصبی بالاترین نرخ دقت طبقه‌بندی را ارائه می‌دهند.

تسای و همکاران[2] (۲۰۰۹) نشان دادند که تحلیل پوششی داده-تحلیل متمایز و شبکه‌های عصبی توانایی پیش‌بینی بهتری نسبت به تحلیل پرابیت و رگرسیون لجستیک دارند. به طور مشابه، شبکه‌های عصبی به عنوان مدل پیش‌بینی بهینه توسط یه و لین[3] (۲۰۰۹) نیز انتخاب شد.

وانگ و همکاران[4] (۲۰۱۱) تحلیل رگرسیون لجستیک، درخت تصمیم، شبکه عصبی مصنوعی و ماشین بردار پشتیبان را مطالعه کردند. درخت تصمیم بهترین عملکرد را از نظر دقت طبقه‌بندی، خطای نوع یک و خطای نوع دو به همراه داشت.

آکوچ[5] (۲۰۱۲) یک مدل استنتاج عصبی فازی تطبیقی را پیشنهاد داد که از نظر نرخ دقت طبقه‌بندی صحیح و هزینه طبقه‌بندی اشتباه بهتر از مدل‌های رگرسیون لجستیک و شبکه عصبی عمل می‌کند.

بکت و التر[6] (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که رگرسیون لجستیک از نظر میزان دقت کلی، بهتر از مدل تابع پایه شعاعی عمل می‌کند. تسای[7] و همکاران (۲۰۱۴) به طور مشابه تلاش کردند تا ریسک نکول وام را کاهش دهند. آن‌ها از چهار الگوریتم استفاده کردند: بیز ساده[8]،

1. Abdou, H., et al.
2. Tsai, M. C., et al.
3. Yeh, l. C. & Lien, C. H.
4. Wang, G., et al.
5. Akkoç, S.
6. Bekhet, H. A. & Eletter, S. F. K.
7. Tsai. K., et al.
8. Naive Bayes

جنگل تصادفی[1]، ماشین‌های بردار پشتیبان[2] و رگرسیون لجستیک اصلاح شده[3]. بالاترین دقت طبقه‌بندی برای روش رگرسیون لجستیک اصلاح شده به دست آمد.

چانگ و همکاران [4] (۲۰۱۵) عملکرد رگرسیون لجستیک، بیز ساده، ماشین بردار پشتیبان را مقایسه کردند و مالکی پیربازاری و اکساکالی[5] (۲۰۱۵) روش جنگل تصادفی به عنوان بهترین روش طبقه‌بندی اعلام کردند.

در میان پژوهش‌های انجام شده، روش‌های یادگیری گروهی نیز به عنوان روش‌های پیشرفته طبقه‌بندی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. یادگیری گروهی یک الگوی یادگیری ماشین است که در آن چندین یادگیرنده برای حل یک مسئله آموزش می‌بینند (Polikar, 2006).

هی و همکاران[6] (۲۰۱۸) یک مدل یادگیرنده گروهی را بر اساس دو نوع درخت تصمیم ایجاد کردند، جنگل تصادفی و مدل تقویت گرادیان[7] شدید. این روش موثرترین روش طبقه‌بندی در مقایسه با طبقه‌بندی‌کننده‌های منفرد بود. علاوه بر این، اثربخشی هر مدل روی چندین مجموعه داده آزمایش شد.

در مطالعات اعتبارسنجی، عواملی مانند ساختار داده، متغیرهای توضیحی و معیار مقایسه در انتخاب بهترین تکنیک طبقه‌بندی مشتریان تأثیرگذارند؛ بنابراین به صراحت نمی‌توان ادعا کرد که روشی منحصر به فرد برای اعتبارسنجی با بیشترین دقت و کمترین خطا وجود دارد، این موضوع به متغیرهای زیادی از جمله ساختار داده وابسته است (Hand & Henley, 1997). بر اساس نتایج مطالعات پیشین روش‌های رگرسیون لجستیک، شبکه عصبی و درخت تصمیم رایج‌ترین تکنیک‌های مورد استفاده شده هستند. در این پژوهش نیز از روش‌های مذکور برای طبقه‌بندی و در نهایت اعتبارسنجی استفاده خواهد شد.

---

1. Random Forest
2. Support Vector Machine
3. Modified Logistic Regression
4. Chang, Y. C., et al.
5. Malekipirbazari, M. & Aksakalli, V.
6. He, H., et al.
7. Gradient Boosting

٤. واقعیت‌های آماری

در نظام بانکی بین‌الملل، شاخص مطالبات معوق معمولا بین ۲ تا ۵ درصد است، اما در کشور ما با وجود به‌کارگیری بانکداری غیرربوی به ۱۰ درصد در آذر ۱۴۰۰ رسیده است (سزاوار و همکاران، ۱۴۰۰).

جدول (۱) نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات را در جهان و برخی از کشورهای منتخب از سال ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۰ بر اساس داده‌های بانک جهانی و بانک مرکزی ایران نمایش می‌دهد. ایران در مقایسه با آمارهای جهانی این شاخص، عملکرد ضعیفی را به نمایش گذاشته است.

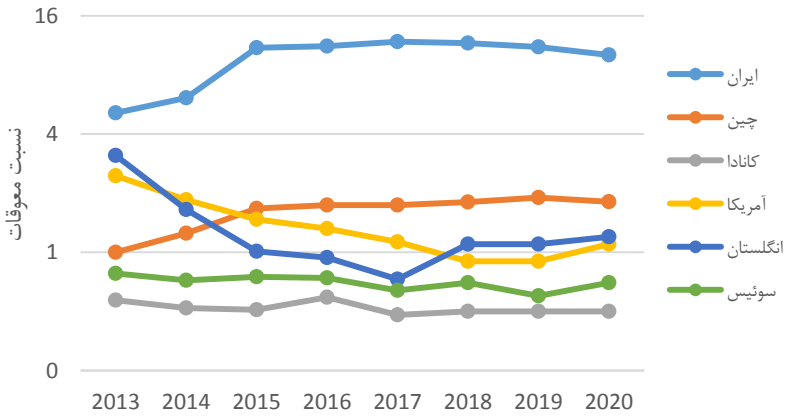
جدول ۱. نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات در کشورهای منتخب و جهان

سال	۲۰۱۳	۲۰۱٤	۲۰۱٥	۲۰۱٦	۲۰۱۷	۲۰۱۸	۲۰۱۹	۲۰۲۰
ایران	۱۲/٥	۱۱/٦	۱۱	۱۱/۲	۱۱/۸	۱۱/٦	۱۱/۱	۱۰/۱
چین	۱	۱/۲٥	۱/٦۷	۱/۷٤	۱/۷٤	۱/۸	۱/۹	۱۱/۸
کانادا	۰/٥۷	۰/٥۲	۰/٥۱	۰/٥۹	۰/٤۸	۰/٥	۰/٥	۰/٥
آمریکا	۲/٤٥	۱/۸٥	۱/٤۷	۱/۳۲	۱/۱۳	۰/۹	۰/۹	۱/۱
انگلستان	۳/۱۱	۱/٦٥	۱/۰۱	۰/۹٤	۰/۷۳	۱/۱	۱/۱	۱/۲
سوئیس	۰/۷۸	۰/۷۲	۰/۷٥	۰/۷٤	۰/٦٤	۰/۷	۰/٦	۰/۷
جهان	٤/۰۸	٤/۱٦	٤/۰۱	۳/۹۲	۳/٤	-	-	-

ماخذ: وب‌گاه بانک جهانی (۲۰۲۲) و وب‌گاه بانک مرکزی ایران (۱٤۰۱)

نمودار (۲) مقایسه نسبت معوقات را در چند کشور منتخب نشان می‌دهد. همانطور که در این شکل مشاهده می‌شود، این نرخ در ایران در طول هشت سال مورد بررسی، میانگین ۹/۷۵ داشته که بیش از شش برابر مقدار مشابه آن در میانگین پنج کشور منتخب معادل ۱/۵۸ است. همچنین از نظر پراکندگی در ایران میزان پراکندگی این نسبت ۶/۸۵ و در سایر کشورها حداکثر ۰/۵۷ است. پراکندگی بالای این نسبت در ایران می‌تواند به دلیل ضعف روش‌های کنترلی و نوسانات زیاد اقتصادی باشد.

نمودار ۲. مقایسه نرخ معوقات



مطالبات معوق بانک‌ها می‌تواند منشا بسیاری از بحران‌های پولی و مالی باشد و آثار سوء زیادی بر بانک‌ها، بخش‌های مختلف اقتصادی و در ابعاد وسیع‌تر برای مردم هر کشور ایجاد کند. آمار حجم مطالبات معوق منتشر شده توسط بانک مرکزی ایران نشان می‌دهد که حجم مطالبات معوق، روند رو به رشدی را در دو دهه گذشته داشته است (سزاوار و همکاران، ۱۴۰۰). یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک اعتباری، نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات پرداختی است که بالا بودن این شاخص بیانگر ریسک اعتباری بیشتر است (کریمی و حسن‌زاده، ۱۴۰۰).

آمارهای بانک مرکزی نشان می‌دهد که مطالبات غیرجاری بانک‌های تجاری در خرداد سال ۱۴۰۱ نسبت به مدت مشابه سال گذشته رشد ۶۷/۷ درصدی داشته است. بر اساس آمار منتشر شده، میزان مطالبات غیرجاری این موسسات در خردادماه ۱۴۰۱ به حدود ۷۳ هزار میلیارد تومان رسیده است.

عواملی مانند کرونا و کاهش تقاضا در سالیان ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱ بر معوق شدن پرداخت‌ها موثر بوده است. البته رشد مطالبات غیرجاری موسسات مالی در ماه‌های بعدی نیز روند صعودی خود را ادامه داده و در اسفند ۱۴۰۰ به ۷۴/۸ درصد رسیده است. نظارت بر ریسک اعتباری و اعتبارسنجی دقیق مشتریان از جمله راهکارهای موثر برای بهبود شاخص‌های مربوط به مطالبات معوق به شمار می‌رود.

۵. تشریح مدل

در این پژوهش دو مدل برای پاسخ به مسئله اصلی ارائه می‌شود؛ هر دو این مدل‌ها بر پایه داده‌های وام در مطالعه موردی بنا شده‌اند. تا به امروز مبلغ وام، نظر هیئت مدیره و پیشنهادهای وام‌گیرنده در ارائه ترکیب تضامین موثر بوده‌اند. پیش‌بینی می‌شود این مدل به دلیل سیستماتیک نبودن و رفتار به نسبت سلیقه‌ای، نرخ نکول بالاتری را نسبت به مدل‌هایی که ارائه می‌شوند در یک دسته از وام‌های مشابه خواهد داشت. در این پژوهش بر اساس آیین‌نامه‌ها و قوانین این صندوق، وام هنگامی دچار نکول می‌شود که پرونده معوقات آن به نماینده حقوقی ارجاع داده شود.

در مدل جاری صندوق، پس از درخواست اولیه متقاضی وام برای دریافت وام و اعلام مبلغ موردنیاز از وی خواسته می‌شود تا بر اساس مبلغ وام موردنظر، تضامین لازم تعیین شده توسط صندوق را پس از تایید طرح تحویل دهد. در صورت عدم توانایی متقاضی وام در ارائه تضامین مورد نیاز، وی می‌تواند شرایط ارائه تضامین خود را بیان کند. این شرایط توسط هیئت مدیره صندوق بررسی و نتیجه نهایی به وام‌گیرنده اعلام می‌شود. در نهایت در صورت توافق نهایی صندوق و متقاضی وام، وام مذکور ارائه می‌شود.

۵-۱. داده‌کاوی

داده‌کاوی به تجزیه و تحلیل داده‌ها می‌پردازد تا بتواند دانش نانوشته‌ای را کشف کند. روش‌های کشف قوانین انجمنی، طبقه‌بندی داده‌ها و خوشه‌بندی از راهکارهایی محسوب می‌شوند که به تولید الگوهای خاص خود می‌پردازند.

در این قسمت به بررسی روش‌های طبقه‌بندی روی داده‌های گذشته وام صندوق می‌پردازیم. داده‌های مدنظر از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا شهریورماه ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده‌اند. تعداد رکوردها در این مجموعه ۲۲۲۳ عدد بود، اما پس از حذف رکوردهایی که تضامین آن‌ها ناقص ثبت شده بود به ۲۰۰۱ عدد کاهش یافت. از بین ۲۰۰۱ وام مورد اشاره، ۱۲۷ مورد از آن‌ها تا به امروز دچار نکول شده‌اند.

مراحل داده‌کاوی عبارت‌اند از: جمع‌آوری داده‌ها، پیش پردازش داده‌ها، تبدیل داده‌ها و تجزیه و تحلیل آن‌ها. با توجه به این مهم که ما نیازمند پیش‌بینی وضعیت نکول هر

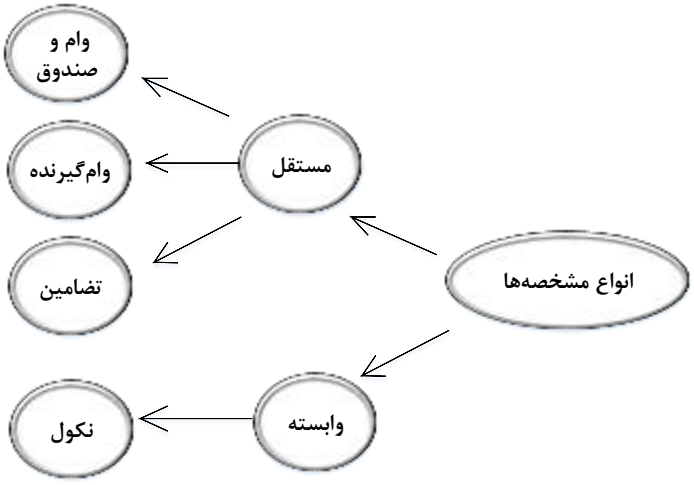
وام‌گیرنده قبل از اعطای وام هستیم تا بتوانیم تضامین مناسب‌تری برای وام دریافت کنیم، می‌توانیم از ابزارهای داده‌کاوی در این زمینه بهره‌مند شویم. با توجه به صفر و یک بودن مشخصه وابسته، روش طبقه‌بندی می‌تواند عملکرد بهتری را نسبت به سایر روش‌ها برای پژوهش ما به همراه داشته باشد. روش‌های انتخاب شده نیز منطبق بر روش‌های طبقه‌بندی رایج و پرکاربرد بررسی شده در ادبیات پژوهش هستند.

در این پژوهش برای فرآیند داده‌کاوی از نرم‌افزار آرنج[1] نسخه ۱. ۳۱. ۳ استفاده شده است. نرم‌افزار آرنج یک مجموعه یادگیری ماشین و داده‌کاوی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از طریق برنامه‌نویسی در محیط پایتون و برنامه‌نویسی بصری است (Demšar & et al., 2013).

۵-۱-۱. بررسی داده‌ها

درک صحیح از مشخصه‌ها در مجموعه داده‌ها برای فهم بهتر مسئله اصلی حائز اهمیت است. هرکدام از مشخصه‌ها، زیرمجموعه یکی از دسته‌های وام و صندوق، وام‌گیرنده و تضامین هستند. این دسته‌بندی در نمودار (۳) ارائه شده است.

نمودار ۳. انواع مشخصه‌ها در مجموعه داده‌ها



ماخذ: یافته‌های پژوهش

1.Orange

در جدول (۲) تمامی مشخصه‌ها در مجموعه داده‌های وام به همراه توضیحاتشان آورده شده است.

جدول ۲. مشخصه‌ها و توضیحات

ردیف	مشخصه	نام اصلی	توضیح	دسته‌بندی مشخصه
۱	Recommendations	توصیه‌نامه	موثر در امتیاز ارزیابی	وام و صندوق
۲	Branch	شعبه	شعبه ارائه‌دهنده وام	وام و صندوق
۳	Year	سال	سال ارائه وام توسط صندوق	وام و صندوق
٤	Source	منبع وام	منبع پرداخت وام	وام و صندوق
٥	Paid	مبلغ پرداخت شده	مبلغ پرداخت شده وام	وام و صندوق
٦	Fee	کارمزد	کارمزد وام	وام و صندوق
۷	Installments	اقساط	تعداد اقساط وام در زمان بازپرداخت	وام و صندوق
۸	Grace	تنفس	تعداد ماه‌های تنفس وام	وام و صندوق
۹	State	وضعیت	وضعیت وام (خاتمه یافته یا مصوب جاری)	وام و صندوق
۱۰	Customer	نوع مشتری	حقیقی یا حقوقی بودن وام‌گیرنده	وام‌گیرنده
۱۱	City	شهر	شهر وام‌گیرنده	وام‌گیرنده
۱۲	Subset	زیرمجموعه	وام‌گیرنده زیرمجموعه یکی از مراکز پارک‌های علم و فناوری، پژوهشکده‌ها، مراکز رشد، شهرک‌های صنعتی و یا هیچ‌کدام از آن‌ها است.	وام‌گیرنده
۱۳	Cheque	چک	مجموع مبالغ چک‌های بانکی دریافتی	تضامین
۱٤	Property	وثیقه ملکی	مجموع مبالغ وثیقه ملکی و مازاد آن	تضامین

ادامه جدول ۲.

ردیف	مشخصه	نام اصلی	توضیح	دسته‌بندی مشخصه
۱۵	Machinery	ماشین‌آلات و تجهیزات	مجموع مبالغ ماشین‌آلات و تجهیزات	تضامین
۱۶	Securities	اوراق بهادار	مجموع مبالغ اوراق بهادار با تضمین سیستم بانکی کشور	تضامین
۱۷	Note	سفته	مجموع مبالغ سفته‌های دریافتی	تضامین
۱۸	Stock	سهام	مجموع مبالغ سهام ثبتی یا ارزش‌گذاری شده	تضامین
۱۹	Letter of Guarantee	ضمانت‌نامه بانکی	مبلغ ضمانت‌نامه بانکی	تضامین
۲۰	Guarantor	گواهی کسر از حقوق ضامن	مجموع مبالغ گواهی کسر از حقوق	تضامین
۲۱	Default	نکول	مشخصه وابسته	نکول

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۱-۲. پیش‌پردازش داده‌ها

پیش از شروع فرآیند داده‌کاوی باید فرآیند پیش‌پردازش روی مجموعه داده جمع‌آوری شده، انجام شود. تکنیک‌های پیش پردازش زیر روی داده‌های ابتدایی انجام می‌شود:

- تبدیل داده‌ها جهت سهولت فرآیند داده‌کاوی
- تکثیر رکوردهای حاوی رکورد به دلیل کم بودن تعداد آن‌ها

(آن‌ها را ۱۰ بار تکرار می‌کنیم تا وام‌های دارای نکول ۴۰ درصد رکوردها و وام‌های بدون نکول ۶۰ درصد رکوردها را به خود اختصاص دهد).

- حذف داده‌های پرت با روش الگوریتم عامل دور افتاده محلی
- گسسته‌سازی و نرمال‌سازی بسته به روش داده‌کاوی مورد نیاز.

۵-۲. روش‌های طبقه‌بندی و اعتبارسنجی

فرآیند داده‌کاوی با استفاده از روش‌های طبقه‌بندی: K نزدیک‌ترین همسایه، ماشین بردار پشتیبان، درخت، شبکه عصبی، جنگل تصادفی، تقویت گرادیان و رگرسیون لجستیک روی مجموعه داده وام‌ها پیاده شده است.

بیش برازش[1] یا آموزش بیش از حد مشکلی رایج است که در فرآیند داده‌کاوی و یادگیری ماشین رخ می‌دهد. جهت کنترل بیش برازش راه‌حل‌های زیر مورد نظر است:

- تقسیم داده‌ها به داده‌های یادگیری[2] و آزمون[3]

این روش، تکیه بر داده‌های مشاهده شده دارد، اما هنگام ساخت مدل از آن‌ها استفاده نمی‌کند. ۵۰ درصد کل داده‌ها به منظور آموزش، ۲۵ درصد نیز برای اعتبارسنجی متقابل و مابقی داده‌ها برای آزمایش مدل در نظر گرفته می‌شود.

- استفاده از اعتبارسنجی متقابل[4]

می‌توانیم مجموعه داده‌ها را به k گروه تقسیم کنیم. در این روش اجازه می‌دهیم یکی از گروه‌ها مجموعه تست و گروه دیگر به‌عنوان مجموعه آموزش باشد. این روند را تا زمانی که هر گروه جداگانه یک بار به‌عنوان مجموعه تست استفاده شود، تکرار می‌کنیم. در این پژوهش k برابر ۱۰ است.

برای انتخاب بهترین روش پیش‌بینی نکول ابتدا باید شاخص‌های این انتخاب را برگزید. مرسوم‌ترین شاخص‌های انتخاب در داده‌کاوی عبارتند از:

- Recall یا TPR: نرخ مثبت صحیح[5]
- Precision: صحت
- FPR: نرخ مثبت کاذب[6]
- **Specificity:** نسبت منفی‌های واقعی در بین تمام موارد منفی

1. Overfitting
2. Train
3. Test
4. Cross Validation
5.True Positive Rate
6. False Positive Rate

- CA: دقت طبقه‌بندی[1]، نسبت نمونه‌هایی است که به‌درستی طبقه‌بندی شده‌اند.

برای محاسبه موارد ذکر شده، روابط (۱) تا (۵) استفاده می‌شود:

$$\text{RECALL} = \text{TPR} = \frac{\text{TP}}{\text{TP} + \text{FN}} \quad (۱)$$

$$\text{Precision} = \frac{\text{TP}}{\text{TP} + \text{FP}} \quad (۲)$$

$$\text{FPR} = \frac{\text{FP}}{\text{TN} + \text{FP}} \quad (۳)$$

$$\text{Specificity} = 1 - \text{FPR} = \frac{\text{TN}}{\text{TN} + \text{FP}} \quad (۴)$$

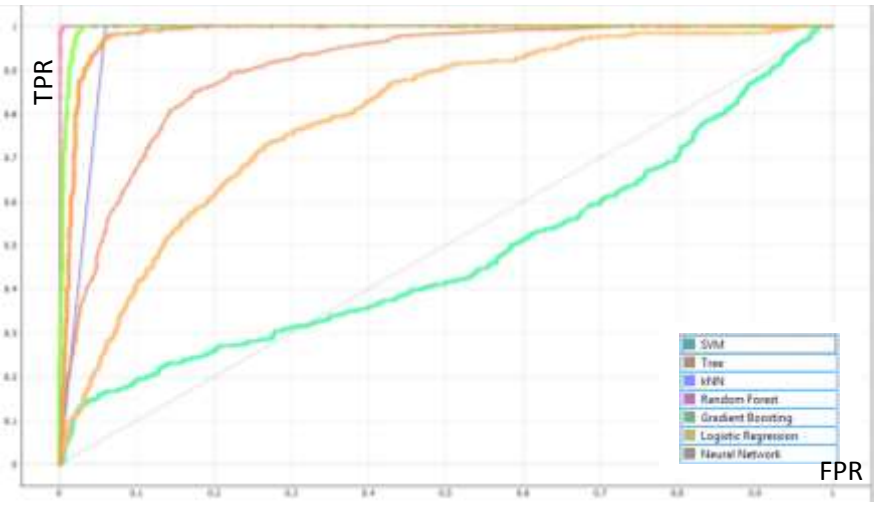
$$\text{CA} = \frac{\text{TP} + \text{TN}}{\text{TP} + \text{TN} + \text{FP} + \text{FN}} \quad (۵)$$

مقادیر شاخص‌های بیان شده در بازه ۰ تا ۱ قرار دارند. در تمامی این شاخص‌ها بجز شاخص FPR، هر چه مقدارشان به ۱ نزدیک‌تر باشد، اعتبار روش آزمون شده بیشتر است.

نمودار ROC مدل‌های K نزدیک‌ترین همسایه، ماشین بردار پشتیبان، درخت، شبکه عصبی، جنگل تصادفی، تقویت گرادیان و رگرسیون لجستیک، در شکل‌های (۴) و (۵) آمده است. همان‌طور که در نمودار (۴) و (۵) مشخص است برای هر دو کلاس مشخصه نکول (یعنی مقادیر ۰ و ۱) روش جنگل تصادفی مطلوب‌ترین وضعیت و روش SVM، بدترین عملکرد را نسبت به سایر روش‌ها داشته‌اند.

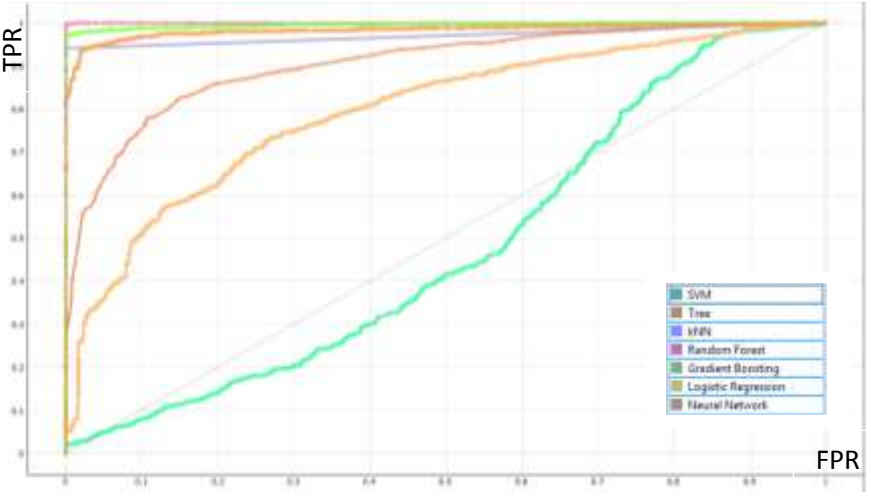
1. Classification Accuracy

نمودار ٤. نمودار مشخصه عملکرد سیستم برای مشخصه وابسته ۱ (نکول)



ماخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۵. نمودار مشخصه عملکرد سیستم برای مشخصه وابسته ۰ (بدون نکول)



ماخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر شاخص‌های اعتبارسنجی هر روش به شرح جدول (۳) است. همانطور که مشاهده می‌شود، جنگل تصادفی علاوه بر شاخص‌های TPR و FPR که در نمودار ROC بررسی شد در سایر شاخص‌ها نیز نتایج مطلوب‌تری را نسبت به سایر روش‌ها دارد. بر

اساس نتایج نمودار ROC و شاخص‌های اعتبارسنجی جنگل تصادفی را برای ایجاد مدل برمی‌گزینیم.

جدول ۳. مقادیر شاخص‌های اعتبارسنجی

مدل	CA دقت طبقه‌بندی	PRECISION صحت	RECALL (TPR)	SPECIFICITY (1- FPR)
جنگل تصادفی	۰/۹۸٦	۰/۹۷۵	۱	۰/۹٦۸
تقویت گرادیان	۰/۹۷۱	۰/۹٤۹	۱	۰/۹۳۷
شبکه عصبی	۰/۹۵۳	۰/۹۳	۰/۹۸٤	۰/۹۱۵
KNN	۰/۹۱۸	۰/۸۵٤	۱	۰/۸٤۰
درخت	۰/۸۳٦	۰/۸۲٦	۰/۸۷۷	۰,۷۸۸
رگرسیون لجستیک	۰/۷۲۵	۰/۷۷۹	۰/۷۵٦	۰/٦۹٤
SVM	۰/٤٤۸	۰/٤۲۷	۰/۵۲۳	۰/۳۸۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۳. ساخت ترکیب‌های تضامین

اگر بر اساس مدل‌های ریاضی بخواهیم تا کلیه ترکیبات تضامین شدنی را به دست آوریم، منابع زیادی را برای محاسبه نکول آن‌ها از دست می‌دهیم. همچنین از محدودیت‌های پذیرش تضامین صندوق نیز نمی‌توان عبور کرد. برای مثال، ترکیب تضامین وثیقه ملکی و سهام در گذشته صندوق وجود ندارد. بنابراین، برای ساده‌سازی مسئله، استفاده از منابع کمتر و نزدیک‌تر شدن نتایج به دنیای واقعی، تنها به ترکیب‌های گذشته اکتفا می‌کنیم. برای ساخت این ترکیب‌ها، قصد داریم تا کلیه حالت‌های تضامین را در گذشته بررسی کنیم.

در جدول (۴) تضامین را کدگذاری کرده تا بتوانیم راحت‌تر ترکیب‌های گذشته را بررسی کنیم. برای تضامین سهام و اوراق به دلیل فراوانی کم آن‌ها و مشابه بودن ساختارشان از دید قوانین صندوق، به هر دو آن‌ها یک کد اختصاص داده شده است.

جدول ٤. کدگذاری تضامین

کد	برچسب	تضامین زیرمجموعه
۱	Cheque	چک
۲	Note	سفته
۳	Stock	سهام و اوراق بهادار
۴	Guarantor	گواهی کسر از حقوق
۵	Property	وثیقه ملکی
۶	Letter of Guarantee	ضمانت نامه بانکی
۷	Machinery	ماشین‌آلات و تجهیزات

ماخذ: یافته‌های پژوهش

حال باید به نحوه ایجاد ترکیب‌های تضامین بپردازیم. در ابتدا ترکیب‌های مورد پذیرش را مشخص می‌کنیم و سپس به محاسبه مجموع مبلغ تضامین می‌پردازیم. نحوه تخصیص مبالغ به تضامین مختلف در ترکیب‌های منتخب، موضوع مهمی است که با در نظر گرفتن ضریب ۱۰ درصد صورت می‌پذیرد. برای مثال، نمی‌توان ۱ درصد مبلغ تضمین را به وثیقه ملکی تخصیص داد؛ زیرا این امر در عمل نشدنی است. ضریب ۱۰ درصد نیز به تنهایی محدودیت‌هایی را برای تضامین می‌تواند ایجاد کند، اما به دلیل وسعت این پژوهش، مسئله بهبود نحوه تخصیص را برای مطالعات آتی در نظر می‌گیریم.

بنا بر توصیه خبرگان صندوق، ما تنها به حالت‌های موجود از ترکیب تضامین واقعی اکتفا می‌کنیم. ترکیب‌های مورد پذیرش صندوق عبارت‌اند از:

- هر تضمین به تنهایی، ۶ ترکیب (بجز تضمین ماشین‌آلات و تجهیزات و گواهی کسر از حقوق)
- چک به همراه یکی دیگر از تضامین، ۶۱ ترکیب
- چک و سفته به همراه یکی دیگر از تضامین، ۲۱۵ ترکیب
- تضمین سفته و گواهی کسر از حقوق، ۷ ترکیب

و مجموع کل این ترکیب‌ها ۲۸۹ عدد است.

بنا بر دستورالعمل «ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول» صندوق، گواهی کسر از حقوق حداکثر تا ۷۰ درصد مبلغ وام را تضمین می‌کند. این موضوع برای ساخت ترکیب‌های تضامین رعایت شده است.

مجموع مبالغ تضامین باید ۱۱۵ درصد مجموع اصل و کارمزد وام باشند. با توجه به پیچیدگی محاسبات کارمزد و متفاوت بودن نحوه محاسبه کارمزد برای هر وام در صندوق در این پژوهش از روش سود مرکب استفاده شده است.

۵-٤. ضریب تضامین

هرکدام از تضامین ضریب ارزشی مربوط به خود را دارا هستند. برای مثال بر اساس دستورالعمل «ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول» صندوق، اگر وامی دچار نکول شود و تضامین آن چک و سفته باشند، می‌توان انتظار داشت که تنها ۴۰ درصد مبلغ آن نقد شود. با در نظر گرفتن ضرایب در جدول (۵) در حالت کلی مجموع مبلغ تضامین دریافتی افزایش می‌یابد که موجب کاهش مطلوبیت وام‌گیرنده می‌شود، اما ریسک نقدشوندگی تضامین صندوق را کاهش می‌دهد.

در تخصیص با ضرایب ارزشی تمام فرضیات ورودی‌های بدون ضریب را لحاظ می‌کنیم. تنها تفاوت میان این دو نوع ورودی در مجموع مبلغ دریافتی تضامین است.

جدول ۵. ضرایب ارزش تضامین

تضمین	ضرایب ارزش تضامین (درصد)
چک	٤٠
اوراق بهادار	۹۰
سفته	٤٠
سهام	۷۰
ضمانت‌نامه بانکی	۱۰۰
گواهی کسر از حقوق	۱۰۰(۷۰ درصد)
ماشین‌آلات و تجهیزات	٤٠
وثیقه ملکی	۷۰

ماخذ: دستورالعمل «ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول» صندوق

۵-۵. حداکثر نرخ نکول

برای پذیرش نهایی ترکیب تضامین، نیاز است تا احتمال نکول آن کمتر از حداکثر نرخ نکول قابل پذیرش صندوق باشد. با توجه به نرخ نکول کلی صندوق که ۶/۳ است و نظر

خبرگان صندوق در این پژوهش، حداکثر نرخ نکول مورد پذیرش را ۱۰ درصد لحاظ می‌کنیم.

۵-٦. مطلوبیت

مطلوبیت وام‌گیرنده در این پژوهش از سه جنبه بررسی می‌شود؛ مطلوبیت ناشی از انتخاب ترکیب‌ها، مطلوبیت مجموع مبلغ تضامین و مطلوبیت تضامین. در ادامه توضیحات بیشتری در خصوص این مطلوبیت‌ها آورده شده‌است:

- مطلوبیت ناشی از حق انتخاب ترکیب تضامین در مدل باضریب، بیشتر از مدل بی‌ضریب است و در حالت جاری وجود ندارد و یا بسیار محدود است.
- مطلوبیت مجموع مبلغ تضامین با مجموع مبلغ تضامین پرداختی، رابطه معکوس دارد.
- منظور از مطلوبیت تضامین رضایت نسبی مشتری است هنگامی که تضامین موردنظر را پرداخت می‌کند.

مطلوبیت تضامین نسبی است و بر اساس نظر خبرگان صندوق به هرکدام از تضامین مطلوبیتی نسبی از میان: بسیار زیاد، زیاد، متوسط، کم و بسیار کم اختصاص داده شده است. برای مثال، مطلوبیت پرداخت سفته از منظر مشتریان بسیار زیاد بوده و مطلوبیت پرداخت تضمین ضمانت‌نامه برای وام‌گیرنده بسیار ضعیف است. برای هرکدام از مقادیر مطلوبیت کیفی به اعداد صحیح ۱ تا ۵ اختصاص یافته است.

برای هر یک از ۲۰۰۱ وام در داده‌های گذشته مدل جاری، مقدار مطلوبیت تضامین وزن‌دار محاسبه شده است به طوری که وزن مبلغ هر تضمین در مطلوبیت آن اثر داده شده است. به طور میانگین مطلوبیت کل وام‌های ارائه شده ۴/۲۲ است.

٦. یافته‌ها

آزمایش‌های انجام شده در این مطالعه روی ۵۰ وام فرضی باضریب و ۳۰ وام فرضی بی‌ضریب ارزشی با در نظر گرفتن ۱۰ درصد برای حداکثر نرخ نکول قابل پذیرش انجام شده است. در ادامه به یافته‌های کلی در خصوص مطلوبیت و نکول پرداخته می‌شود.

٦-١. مطلوبیت

برای مقایسه مدل‌های جدید با مدل جاری باید بتوانیم انتخاب‌های وام‌گیرنده را از بین حالات قابل پذیرش (نرخ نکول کمتر از ۱۰ درصد)، پیش‌بینی کنیم، اما با توجه به این مهم که مطلوبیت تضمین برای هر وام‌گیرنده با وام‌گیرنده دیگر متفاوت است با قطعیت نمی‌توانیم اولویت‌های وی را در نظر بگیریم؛ به همین دلیل میانگین ۱۰ مطلوبیت برتر ترکیب‌های قابل پذیرش هر آزمایش را برای محاسبه تخمینی مطلوبیت کل مدل‌های جدید لحاظ می‌کنیم. میانگین ۱۰ مطلوبیت برتر قابل پذیرش هر آزمایش در مدل باضریب و مدل بی‌ضریب برابر با ۴/۶ بوده که از مطلوبیت تضامین مدل جاری (۴/۲۲) بیشتر است.

٦-٢. نکول و ترکیب‌های تضامین

برای بررسی کدهای ترکیب تضامین، جدول (۶) آورده شده است. در ستون دوم نرخ نکول واقعی هر ترکیب آمده است. نرخ نکول واقعی برگرفته از داده‌های گذشته است. هر کد دارای تعدادی زیرمجموعه است که تعداد آن در ستون تعداد زیرمجموعه‌ها درج شده است. برای تمامی حالت‌ها در آزمایش‌های انجام شده، میانگین احتمال نکول در دو مدل باضریب و بی‌ضریب محاسبه شده و میانگین احتمال نکول کل بی‌ضریب برابر با ۲۳/۴ درصد و باضریب برابر با ۲۴ درصد است.

با توجه به اطلاعات جدول (۶)، میانگین احتمال نکول کل ترکیبات قابل قبول مدل بی‌ضریب برابر با ۳/۹۲ درصد و مدل باضریب برابر با ۳/۹۴ درصد است. این در حالی است که نرخ نکول کل صندوق ۶/۳ درصد است.

جدول ٦. نتایج ترکیب تضامین در مدل‌های جدید (درصد)

ترکیب تضامین	نکول واقعی	میانگین مطلوبیت	نکول بی‌ضریب	نکول ترکیبات قابل قبول بی‌ضریب	نکول باضریب	نکول ترکیبات قابل قبول باضریب
۱	۲/٦	٤	۲٤/٤	٥	۲۳/۷	٥
۲	۱۰/٥	٥	۲۲	۲/٤	۲٤	٥/٤
۳	۰	٤	۲۲	٤/٥	۲۰/۸	۳/٥
۴	۲۰	٤	–	–	–	–
٥	۱۲/٥	۲	۲۲/۸	٥/۲	۲۱/۷	٤/۷
۶	۰	۱	۲۲/٤	٤/٦	۲۱	۳/۳
۱,۲	۷/۸	٤/٥	۲۳/۸	۳/۸	۲٤/۳	۳/۹
۱,۳	۸/۳	٤	۲۲/۹	٤/۱	۲۲/۹	٤/٦
۱,۴	۱۲/۷	٤	۲۳	٤/٥	۲۳/٤	٤/۹
۱,٥	۳/۸	۳	۲۲/۸	٤/٤	۲٤/۷	٤/٦
۱,۶	۰	۲/٥	۲۲/٦	٤/۳	۲۳/۱	٤/۷
۱,۷	٤۰	٤	۲۲/۸	٤/٥	۲٤/۷	٥/۱
۱,۲,۳	۰	٤/۳۳	۲۳/٦	۳/۸	۲٤/٦	۳/۸
۱,۲,۴	۲۰/۸	٤/۳۳	۲۴	۳/۸	۲٤/٤	۳/٦
۱,۲,٥	۰	۳/٦۷	۲۳/۲	٤/۱	۲۳/۷	۳/۸
۱,۲,۶	۱۰۰	۳/۳۳	۲۳/٤	۳/۹	۲٤/۳	۳/۷
۱,۲,۷	٥۰	٤/۳۳	۲۳/۹	۳/۷	۲٥/٤	۳/٦
۲,۴	۰	٤/٥	۲۳/۷	۳	۲٥/۷	٤/۷
میانگین وزن‌دار	٦/۳	۳/۹۸ (وزن‌دار)	۲۳/٤	۳/۹۲	۲٤	۳/۹٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٦-۳. مقایسه مدل‌ها

تفاوت‌های کلی میان دو مدل جدید باضریب و بی‌ضریب عبارت‌اند از:

- در مدل بی‌ضریب مطلوبیت وام‌گیرنده در حالت کلی بیشتر است؛ زیرا وام‌گیرنده مجموع مبالغ تضمین کمتری را تقبل می‌کند.

- در مدل باضریب معمولا تعداد ترکیب‌های بیشتری مورد پذیرش است؛ زیرا در ابتدا سخت‌گیری بیشتری در دریافت تضامین برای وام‌گیرنده ایجاد کرده است.
- در مدل باضریب احتمال نکول کل چه در همه ترکیب‌ها و چه در ترکیب‌های قابل پذیرش، بیشتر است.
- ریسک نقدشوندگی تضامین از منظر صندوق در مدل باضریب نسبت به مدل بی‌ضریب کمتر است.

تفاوت‌های کلی میان مدل‌های جدید و مدل جاری عبارت‌اند از:

- افزایش میزان مطلوبیت وام‌گیرنده در مدل‌های ایجاد شده نسبت به مدل جاری به دلیل ایجاد حق انتخاب ترکیب تضامین
- کم شدن میزان نکول کلی در مدل‌های ایجاد شده نسبت به مدل جاری
- افزایش مطلوبیت کلی وام‌گیرنده در مدل بی‌ضریب
- کاهش ریسک نقدشوندگی تضامین در مدل باضریب

در جدول (۷) تفاوت‌های مدل‌های جدید نسبت به مدل جاری با جزئیات بیشتر، آمده است.

جدول ۷. تفاوت مدل‌های جدید نسبت به مدل جاری

مدل‌ها	مطلوبیت وام‌گیرنده				ریسک نقدشوندگی تضامین
	مطلوبیت ناشی از انتخاب ترکیب‌ها	مطلوبیت ناشی از مجموع مبلغ تضامین	مطلوبیت ناشی از داشتن حق انتخاب	نرخ نکول	
مدل جدید بی‌ضریب	⇧	-	⇧	⇩	-
مدل جدید باضریب	⇧	⇩	⇧	⇩	⇩

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بانک‌ها هنگام ارائه وام به مشتریان به دلیل شناخت ناکافی از مشتریان و ریسک نکول اقدام به دریافت تضامین می‌کنند. دریافت تضامین وام‌گیرندگان به عنوان راهکاری برای

کاهش ریسک نکول در بانک‌ها شناخته شده است. نحوه ترکیب و نوع تضامین از این عوامل هستند که در ادبیات موضوعی به آن کمتر پرداخته شده است.

در حال حاضر مطالبات معوق در ایران وضعیت مطلوبی ندارد و در صورت عدم تغییر این شرایط، بحران‌های پولی و مالی زیادی ایجاد می‌شوند. با کاهش ریسک نکول وام‌ها در کشور، نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات پرداختی کاهش می‌یابد.

در ابتدای این پژوهش به مقدمه، بیان مسئله اصلی و ضرورت حل آن پرداخته شد. سپس پیشینه تحقیق در زمینه ریسک اعتباری، نکول و تضامین بررسی شد. با مرور ادبیات ریسک اعتباری، روش‌های طبقه‌بندی رایج در داده‌کاوی برای استفاده انتخاب شدند. در ادامه مجموعه داده وام‌ها در یک صندوق پژوهش و فناوری استانی بررسی شد و فرآیند داده‌کاوی با استفاده از روش‌های طبقه‌بندی بر روی همان داده‌ها پیاده‌سازی شد. در پایان روش جنگل تصادفی با دقت پیش‌بینی ۰/۹۸۶ به عنوان روش منتخب برای ساخت مدل ترکیب تضامین معرفی شد. با در نظر گرفتن ترکیب تضامین در گذشته و استفاده از روش جنگل تصادفی، دو مدل بی‌ضریب و باضریب برای تولید ترکیب‌های تضامین ایجاد و در این اقدام از فرآیندهای یادگیری ماشین استفاده شد. در مدل بی‌ضریب، ضرایب ارزشی تضامین در نظر گرفته نشده است در صورتی که این ضرایب در مدل باضریب اثرگذار هستند. ترکیب‌های تضامین بر اساس ترکیب‌های تضامین دریافت شده در صندوق ایجاد شده‌اند؛ زیرا هر نوع ترکیبی از منظر صندوق و وام‌گیرنده قابل پذیرش و ارائه نیستند. خروجی دو مدل بیان شده، ترکیبات تضامین با حداکثر نرخ نکول مورد پذیرش ۱۰ درصد است. وام‌گیرنده می‌تواند از بین ترکیبات تضامین موجود بنابر شرایط خود، ترکیب تضامین وام خود را انتخاب کند. در آزمون‌های انجام شده میانگین احتمال نکول کل ترکیبات قابل قبول در مدل باضریب برابر با ۳/۹۴ درصد است این در حالی که نرخ نکول کل وام‌های صندوق برابر با ۶/۳ درصد است. در مقایسه مدل جاری دریافت تضامین و مدل‌های ایجاد شده در این پژوهش می‌توان گفت که در مدل بی‌ضریب نرخ نکول کاهش و مطلوبیت وام‌گیرندگان افزایش می‌یابد. در مدل باضریب نیز نرخ نکول و ریسک نقدشوندگی تضامین کاهش می‌یابد.

با استفاده از نتایج این تحقیق و پیاده‌سازی آن می‌توان نرخ نکول کل صندوق را کاهش داد و مطلوبیت وام‌گیرندگان را به دلیل انتخاب ترکیبات تضامین مطابق با اولویت‌هایشان و داشتن حق انتخاب افزایش داد. کاهش نرخ نکول می‌تواند منجر به کاهش مطالبات معوق شود.

برای ادامه این پژوهش می توان کارمزد هر وام را متناسب با ترجیحات موسسه مالی متغیر در نظر گرفت و به وام‌گیرنده اجازه داد ترکیب موردنظر را انتخاب کند. همچنین می‌توان اولویت‌های وام‌گیرنده را دریافت کرده و در مدل تاثیر داد و برای تعیین بهینه متغیر حداکثر نرخ نکول قابل پذیرش از الگوریتم‌های فراابتکاری استفاده کرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Nazanin Ghasemdokht https://orcid.org/0000-0001-8088-8027
Hamideh Razavi https://orcid.org/0000-0003-1837-7933

منابع

افشارنیا، الهام. (۱۴۰۰). تاثیر سامانه صیاد در کاهش صدور چک بلامحل. چهارمین کنفرانس بین المللی و پنجمین کنفرانس ملی حقوق و علوم سیاسی. تهران.
https://civilica.com/doc/1470533 .

خوشنود، زهرا. (۱۳۹۹). بررسی پیش نیازهای کارکرد موثر سامانه متمرکز ثبت وثایق منقول در ارتقای مدیریت ریسک بانک‌ها و دسترسی به اعتبار. *فصلنامه روند*، ۲۶(۸۵ و ۸۶)، ۴۵-۶۹، https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1831571.

سزاوار، محمدرضا و خزائی، علیرضا و اسلامیان، مجتبی. (۱۴۰۰). بررسی پدیده معوقات بانکی و مقایسه آن با برخی کشورها (با تاکید بر نقش قانون عملیات بانکی بدون ربا در ایران). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹(۹۷)، ۲۸۲-۲۶۳، http://qjerp.ir/article-1-2748-fa.html.

صدیقی، امیر. (۱۳۹۸). *ارزیابی ریسک نکول وام‌های بانکی با درنظر گرفتن رفتار بازپرداخت*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه فردوسی مشهد.

طراحیان، امیراعظم و اسدی، سعید. (۱۳۹۷) توسعه مدل سرمایه قانونی بازل در شرایط رکود اقتصادی، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۶)، ۱۵۹-۱۸۴.
https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9516.

کریمی وردنجانی، رضا و حسن زاده، حسین. (۱۴۰۰). استخراج و رتبه‌بندی عوامل ایجاد مطالبات معوق نظام بانکی و ارائه راهکارهای پیشنهادی (۱۳۹۰-۱۳۹۸). *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، ۹، ۶۳-۴۱، https://sid.ir/paper/960456/fa.

محرابی، لیلا. (۱۳۹۴). آمار مطالبات غیر جاری در نظام بانکی کشور. *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*، ۱۴۴، ۱۳۱-۱۳۵، https://www.noormags.ir/view/ar/articlepage/1195710.

محمدی، محمدصادق و کریم زاده، مصطفی مهدی، بهنامه . (۱۳۹۹). احتمال نکول تسهیلات پرداختی اولین بانک قرضه های کوچک در استان هرات افغانستان، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۴، ۷۹-۱۰۰، https://sid.ir/paper/402625/fa.

وب‌گاه بانک مرکزی ایران. (۱۴۰۱). www.cbi.ir.

References

Abdou, H. A., Tsafack, M. D. D., Ntim, C. G., & Baker, R. D. (2016). Predicting creditworthiness in retail banking with limited scoring data. *Knowledge-Based Systems, 103,* 89-103. DOI: 10.1016/j.knosys.2016.03.023.

Abdou, H., Pointon, J., & El-Masry, A. (2008). Neural nets versus conventional techniques in credit scoring in Egyptian banking. *Expert Systems with Applications, 35(3),* 1275-1292. DOI:10.1016/j.eswa.2007.08.030

Afsharnia, E. (2021). The effect of Sayad system in reducing the issuance of bounced checks, 4th International Conference and 5th National Conference on Law and Political Science, Tehran. https://civilica.com/doc/1470533.[In Persian]

Akkoç, S. (2012). An empirical comparison of conventional techniques, neural networks and the three stage hybrid Adaptive Neuro Fuzzy Inference System (ANFIS) model for credit scoring analysis: The case of Turkish credit card data. *European Journal of Operational Research, 222(1),* 168-178, DOI:10.1016/j.ejor.2012.04.009.

Baesens, B., Van Gestel, T., Viaene, S., Stepanova, M., Suykens, J., & Vanthienen, J. (2003). Benchmarking state-of-the-art classification

algorithms for credit scoring. *Journal of the operational research society, 54(6),* 627-635, https://www.jstor.org/stable/4101754.

Basel, I. I. (2004). Basel Committee on Banking Supervision, *Bank for international settlements.* BIS Economic Papers, (46). DOI:10.4236/me.2012.37109.

Bekhet, H. A., & Eletter, S. F. K. (2014). Credit risk assessment model for Jordanian commercial banks: Neural scoring approach. *Review of Development Finance, 4(1),* 20-28, DOI:10.1016/j.rdf.2014.03.002.

Berger, A. N., Espinosa-Vega, M. A., Frame, W. S., & Miller, N. H. (2011). Why do borrowers pledge collateral? New empirical evidence on the role of asymmetric information. *Journal of Financial Intermediation, 20(1),* 55-70, DOI:10.1016/j.jfi.2010.01.001.

Chang, S., Kim, S. D., & Kondo, G. (2015). Predicting default risk of lending club loans. *Machine Learning,* 1-5. http://cs229.stanford.edu/proj2015/199_report.pdf.

Chang, Y. C., Chang, K. H., & Wu, G. J. (2018). Application of eXtreme gradient boosting trees in the construction of credit risk assessment models for financial institutions. *Applied Soft Computing, 73,* 914-920, DOI:10.1016/j.asoc.2018.09.029.

Davydenko, S. A., & Franks, J. R. (2008). Do bankruptcy codes matter? A study of defaults in France, Germany, and the UK. *The Journal of Finance, 63(2),* 565-608, DOI:10.1111/j.1540-6261.2008.01325.x.

Degryse, H., Karapetyan, A., & Karmakar, S. (2021). To ask or not to ask? Bank capital requirements and loan collateralization. *Journal of Financial Economics, 142(1),* 239-260. DOI:10.1016/j.jfineco.2021.05.017.

Demšar, J., Curk, T., Erjavec, A., Gorup, Č., Hočevar, T., Milutinovič, M., ... & Zupan, B. (2013). Orange: data mining toolbox in Python. *the Journal of machine Learning research, 14(1),* 2349-2353. https://jmlr.org/papers/volume14/demsar13a/demsar13a.pdf.

Dzik-Walczak, A., & Heba, M. (2021). An implementation of ensemble methods, logistic regression, and neural network for default prediction in Peer-to-Peer lending. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu, 39(1),* 163-197. DOI: ://doi.org/10.18045/zbefri.2021.1.163.

Hand, D. J., & Henley, W. E. (1997). Statistical classification methods in consumer credit scoring: a review. *Journal of the Royal Statistical*

Society: Series A (Statistics in Society), 160(3), 523-541, https://www.jstor.org/stable/2983268.

He, H., Zhang, W., & Zhang, S. (2018). A novel ensemble method for credit scoring: Adaption of different imbalance ratios. *Expert Systems with Applications, 98,* 105-117, DOI:10.1016/j.eswa.2018.01.012.

Imtiaz, S., & Brimicombe, A. J. (2017). A better comparison summary of credit scoring classification. *International journal of advanced computer science and applications, 8(7),* DOI:10.14569/IJACSA.2017.080701.

Iran bank website, www.worldbank.org (2022).

Karimi Vardanjani, & Hassanzadeh. (2021). Extraction and ranking of the factors causing the outstanding claims of the banking system and providing suggested solutions (1390-1398). *Financial Management Strategy, 9(2),* 63-41, https://sid.ir/paper/960456/fa. [In Persian]

Khoshnod, Z. (2019). Prerequisites for the functioning of the centralized system for the registration of movable assets in the promotion of banks' risk management and access to credit. *the process, 85 and 86,* 45-69, https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1831571. [In Persian]

Kumar, M., & Yadav, G. C. (2013). Liquidity risk management in bank: a conceptual framework. *AIMA journal of management & research, 7(2/4),* 0974-497.
https://apps.aima.in/ejournal_new/articlesPDF/Manish-Kumar.pdf.

Lahsasna, A., Ainon, R. N., & Teh, Y. W. (2010). Credit Scoring Models Using Soft Computing Methods: A Survey. *Int. Arab J. Inf. Technol., 7(2),* 115-123.
https://www.researchgate.net/publication/220413948_Credit_Scoring_Models_Using_Soft_Computing_Methods_A_Survey.

Lee, T. S., Chiu, C. C., Lu, C. J., & Chen, I. F. (2002). Credit scoring using the hybrid neural discriminant technique. *Expert Systems with applications, 23(3),* 245-254.
DOI:10.1016/S0957-4174(02)00044-1.

Love, I., Martínez Pería, M. S., & Singh, S. (2016). Collateral registries for movable assets: does their introduction spur firms' access to bank financing?. *Journal of Financial Services Research, 49(1),* 1-37.
DOI: 10.1007/s10693-015-0213-2.

Mahapatra, B. (2012). Implications of Basel III for capital, liquidity and profitability of banks. *RBI Monthly Bulletin.*
https://www.bis.org/review/r120305b.pdf.

Malekipirbazari, M., Aksakalli, V. (2015). Risk assessment in social lending via random forests. *Expert Systems with Applications, 42,* 4621–4631. DOI: 10.1016/j.eswa.2015.02.001

Mehrabi,L. (2014). statistics of non-current claims in the country's banking system. *Economic News Quarterly, 144,* 1394, 131-135. https://www.noormags.ir/view/ar/articlepage/1195710. [In Persian]

Mirza, N., Rahat, B., Naqvi, B., & Rizvi, S. K. A. (2020). Impact of Covid-19 on corporate solvency and possible policy responses in the EU. The Quarterly *Review of Economics and Finance*. DOI:10.1016/j.qref.2020.09.002.

Mohammadi, M., Karimzadeh, M., & Mahdi, B. (2019). the probability of default of the first small loan bank in Herat province Afghanistan. *Economic Modeling, 14,* 79-100. https://sid.ir/paper/402625/fa. [In Persian]

Polikar, R. (2006). Ensemble based systems in decision making. *IEEE Circuits and systems magazine, 6(3),* 21-45. DOI:10.1109/MCAS.2006.1688199.

Rashid, A., & Jabeen, S. (2016). Analyzing performance determinants: Conventional versus Islamic banks in Pakistan. *Borsa Istanbul Review, 16(2),* 92-107, DOI: 10.1016/j.bir.2016.03.002.

Sedihgi, A.(2020). *Analyzing risk of default of loans by considering behavioral payback*. M. Sc. Thesis. Ferdowsi University of Mashhad. [In Persian]

Sezawar, Khazaei, & Islamian. (2021). Examining the phenomenon of bank arrears and comparing it with some countries (with an emphasis on the role of the law on usury-free banking operations in Iran). *Quarterly journal of economic research and policies, 29(97),* 263-282. http://qjerp.ir/article-1-2748-fa.html. [In Persian]

Steijvers, T., Voordeckers, W., & Vanhoof, K. (2010). Collateral, relationship lending and family firms. *Small Business Economics, 34(3),* 243-259, DOI:10.1007/s11187-008-9124-z.

Tarrahian, A., & Asadi, S. (2018). Development of the Basel legal capital model in economic recession conditions. *Iranian Journal of Economic Research,* (76)23, 159-184, https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9516. [In Persian]

Trad, N., Trabelsi, M. A., & Goux, J. F. (2017). Risk and profitability of Islamic banks: A religious deception or an alternative solution?.

European Research on Management and Business Economics, 23(1), 40-45, DOI: 10.1016/j.iedeen.2016.09.001.

Tsai, K., Ramiah, S., & Singh, S. (2014). Peer lending risk predictor. CS229 Autumn, DOI:10.13140/2.1.4810.6567.

Tsai, M. C., Lin, S. P., Cheng, C. C., & Lin, Y. P. (2009). The consumer loan default predicting model–An application of DEA–DA and neural network. *Expert Systems with applications, 36(9),* 11682-11690, DOI: https://doi.org/10.1016/j.eswa.2009.03.009.

Wang, G., Hao, J., Ma, J., & Jiang, H. (2011). A comparative assessment of ensemble learning for credit scoring. *Expert systems with applications, 38(1),* 223-230, DOI:10.1016/j.eswa.2010.06.048.

World bank website, www.worldbank.org (2022).

Wu, D., & Olson, D. L. (2010). Enterprise risk management: coping with model risk in a large bank. *Journal of the Operational Research Society, 61(2),* 179-190, DOI:10.1057/jors.2008.144.

Yeh, I. C., & Lien, C. H. (2009). The comparisons of data mining techniques for the predictive accuracy of probability of default of credit card clients. *Expert systems with applications, 36(2),* 2473-2480. DOI: 10.1016/j.eswa.2007.12.020.

Zheng, C., & Zhang, J. (2021). The impact of COVID-19 on the efficiency of microfinance institutions. *International Review of Economics & Finance, 71,* 407-423, DOI:10.1016/j.iref.2020.09.016.

استناد به این مقاله: قاسم‌دخت، نازنین، رضوی، حمیده. (۱۴۰۲). مدیریت ریسک تضامین در یک موسسه مالی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ *(۹۵)*، ۱۵۷-۱۹۲.

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

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 193-236
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71810.1164

ATU PRESS

Original Research
Received: 31/12/2022
Accepted: 25/04/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Investigating the Impact of Macroeconomic Factors on the Iranian Stock Price Index by Using Averaging Methods

Saman Hatamrad — PhD Student in Financial Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran

Bahram Adrangi — W.E. Nelson Professor of Financial Economics, University of Portland, Portland, the USA

Hossien Asgharpur — Professor of Financial Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran

Jafar Haghighat * — Professor of Financial Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran

Abstract

The present research aimed to investigate the relationship between Iran's stock price index and nine macroeconomic variables during 1996–2019. Three methods were employed to reduce uncertainty, namely three Bayesian averaging methods (BMA, BMS, BAS), weighted average least squares (WALS), and Vselect. The experimental results of the Bayesian methods and WALS showed that the exchange rate and the consumer price index are the most important variables among the nine macroeconomic variables considered in the

* Corresponding Author: jhaghighat79@gmail.com
How to Cite: Hatamrad, S., Haghighat, J., Asgharpur, H., Adrangi, B. (2023). Investigating the Impact of Macroeconomic Factors on the Iranian Stock Price Index by Using Averaging Methods. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 193-236.

model. Moreover, the results revealed that the exchange rate has a minor impact on the stock price index, while the stock price index exerts a substantial effect on the exchange rate. The findings of Vselect validated the conclusion that these two variables are the primary drivers of stock price estimation and are present in nearly all predictive models

1. Introduction

The harmonization of financial markets with the macroeconomic sector is crucial for stabilizing the economy and achieving the adopted policies. In recent years, several significant studies have been conducted on financial markets, particularly the stock market, highlighting their pivotal role in allocating capital resources efficiently in advanced economies. Empirical evidence supports the view that financial markets have evolved in tandem with all sectors of the economy. Therefore, it can be argued that financial markets constitute one of the most vital components of any country's economy. Throughout history, major economic crises have resulted from the collapse of financial markets, which underscores their critical significance. The financial market comprises several components, with the stock market being a crucial part. Economists view it as a barometer of a country's economic health due to its ability to reflect macroeconomic asset prices more accurately than other markets. The uncertainty surrounding stock prices in stock markets is a significant aspect of the entire economy, capable of generating and disrupting unsustainable growth. For investors, the risk of participating in an investment is a crucial consideration. To comprehend total risk, it is beneficial to examine two aspects: systematic and non-systematic risk. The present study aimed to examine the impact of economic factors on stock market prices in Iran with the high degree of risk involved. There is a consensus among economists that asset prices are responsive to economic news, and that stock prices and economic factors are strongly interconnected. Thus, this research investigated

the potential impact of macroeconomic factors on the Iranian stock price index from 1996 to 2019 using Bayesian averaging methods, followed by an analysis of the effect size of each variable through the weighted average least square method (WALS).

2. Materials and Methods

Researchers often draw conclusions based on the assumptions of their selected model, assuming that it can accurately predict real-world situations. However, this approach may overlook true uncertainty, leading to non-conservative conclusions. Statistical models comprise two parts: variables and assumptions, and the model selected based on these assumptions to estimate the variables. Uncertainty exists at both levels. For instance, a researcher estimating the impact of influential factors on an independent variable may choose a model based on their assumptions and report their estimates. But is this the best answer? Another researcher with different assumptions may opt for a different model with lower variance and error. In other words, numerous models may fit the sample data equally well but with different coefficient estimates and standard errors. Bayesian model averaging (BMA) is a robust method that aims to remove uncertainty. It assesses the robustness of results to alternative specifications by computing posterior distributions for coefficients and models. This study employed three models of BMA, BMS, and BAS, using various averaging methods to verify the reliability of the results. Moreover, two non-Bayesian methods, namely WALS and Vselect, were used to select the best variables for predicting the optimal models.

3. Conclusion

This study tried to investigate the relationship between Iran's stock market index and nine macroeconomic variables during 1996–2019 by using the models that identify and limit uncertainty. The models selected include three Bayesian averaging models as well as WALS

and Vselect which were used to verify the results obtained. The results indicated that only two variables, the exchange rate and consumer price index, are statistically significant when assuming a uniform distribution of the prior distribution function, which is the assumption of the BMS method. The remaining variables are not statistically significant. Furthermore, the estimates derived from the BMA and BAS models were quite similar, with the exception of less important variables. However, the similarity decreased in the BAS method. Moreover, WALS and Vselect confirmed the results obtained from all the three methods.

Keywords: Stock Price, Bayesian Model Averaging, Weighted Average Least Squares

JEL Classification: G10, G15, G19

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۰۵

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۱۹۳-۲۳۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71810.1164

بررسی تاثیرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بازار بورس ایران با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری

سامان حاتم‌راد دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

بهرام آدرنگی استاد اقتصاد دانشگاه پورتلند، اورگن، آمریکا

حسین اصغرپور استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

جعفر حقیقت * استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

این مطالعه به بررسی ارتباط شاخص قیمت سهام ایران با ۹ متغیر کلان اقتصادی برای دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۹ می‌پردازد. در این تحقیق از سه متدولوژی رفع عدم قطیت استفاده شده است که شامل سه روش میانگین‌گیری بیزین (BMA, BMS, BAS)، حداقل مربعات متوسط وزنی و انتخاب بهینه مدل است. نتایج تجربی روش میانگین‌گیری بیزین و حداقل مربعات متوسط وزنی نشان می‌دهد که نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده از مهم‌ترین متغیرها در میان ۹ متغیر کلان اقتصادی مدل هستند. همچنین نتایج نشان داده‌اند که نرخ ارز دارای اثر ناچیزی بر شاخص قیمت سهام است در حالی که شاخص قیمت سهام اثر بزرگ‌تر و قوی‌تری بر آن دارد. همچنین یافته‌های انتخاب مدل‌های بهینه این نتیجه را تایید کرد که این دو متغیر از اصلی‌ترین متغیرهای تخمین قیمت سهام است به گونه‌ای که تقریبا در تمام مدل‌های قابل پیش‌بینی، این دو متغیر حضور دارند.

کلیدواژه‌ها: قیمت سهام، میانگین‌گیری مدل بیزین، حداقل مربعات متوسط وزنی

طبقه‌بندی JEL: G10 ،G15 ،G19.

* نویسنده مسئول: jhaghighat79@gmail.com

۱. مقدمه

تسویه روابط متقابل بین بازارهای مالی و بخش کلان اقتصادی هر کشور عمدتا برای تثبیت اقتصاد و رسیدن به نتیجه سیاست‌های اتخاذ شده از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در سال‌های اخیر، مطالعات جدی زیادی در مورد بازارهای مالی به ویژه بازار سهام انجام شده است که نشان‌دهنده نقش مهم بازارهای سهام در تخصیص کارآمد منابع سرمایه در اقتصادهای پیشرفته است. به نظر می‌رسد واقعیت‌های تجربی این دیدگاه را تایید می‌کنند که بازارهای مالی به طور کلی در ارتباط نزدیک با تمام بخش‌های اقتصاد تکامل یافته‌اند و به همین دلیل به جرات می‌توان گفت بازارهای مالی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد هر کشور است؛ زیرا در طول تاریخ اقتصاد هر بار با فروپاشی بازارهای مالی یک بحران اقتصادی بزرگ صورت گرفته است. در واقع بازار مالی خود دارای چندین بخش بوده که یکی از آن‌ها بازار سهام است و اهمیت این بخش از بازار مالی به این دلیل است که اقتصاددانان آن را وسیله‌ای برای اندازه‌گیری سلامت اقتصادی یک کشور می‌نامند؛ زیرا توانایی بالایی در بازتاب قیمت دارایی در سطح کلان اقتصادی نسبت به سایر بازارها دارد. در حقیقت، توجه به این موضوع در چند دهه گذشته ادبیات قابل توجهی ایجاد کرده است که باعث شده تا این رابطه محکم بین بازار سهام و بخش کلان اقتصادی با استفاده از چهارچوب و روش‌های مختلف مورد بررسی قرار گیرد. همچنین بازار سهام به عنوان بازاری در نظر گرفته می‌شود که در آن بیشتر عناصر تاثیرگذار بر توسعه اقتصاد یک کشور با هم کار می‌کنند.

با توجه به نقش حیاتی بازار سهام، محققان، بانک‌های مرکزی و سیاست‌گذاران، نوسانات و اختلالات در این بازار را در تحلیل خود در نظر می‌گیرند. علاوه بر این، رفتار شاخص‌های قیمت سهام و واکنش آن‌ها به قیمت‌های کالایی مانند نفت خام و سایر دارایی‌های مالی به دقت توسط مدیران ثروت و اقتصاددانان نظارت می‌شود و همواره شاخص قیمت سهام به عنوان یکی شاخص‌های اقتصادی پیشرو در نظر گرفته می‌شوند. نوسانات در سهام به بسیاری از عوامل خاص شرکت مانند سیاست‌های تقسیم سود، سهام پاداش و سایر موارد بستگی دارد. علاوه بر این، وضعیت اقتصاد کلان همچون نرخ رشد

تولید ناخالص داخلی، عدم تعادل در اقتصاد، سیاست‌های پولی و مالی دولت و همچنین عوامل ژئوپلیتیک بین‌المللی به پیچیدگی حرکات شاخص سهام می‌افزاید.

در چند دهه گذشته، تعامل شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی موضوع مورد توجه دانشگاهیان بوده است (Macmillan & Humpe, , Al-Sharkas, 2004 2006). اغلب گفته می‌شود که قیمت سهام توسط برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، CPI، نرخ بهره، نرخ ارز، کسری بودجه و سیاست پولی تعیین می‌شود (Peiro, 2016, Wang, 2011, Hossieni, et al., 2011).

شواهد به دست آمده از مجلات معتبر مالی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران عموما بر این باورند که رویدادهای کلان اقتصادی تاثیر قابل توجهی بر نوسانات قیمت سهام دارند. اقتصاد مالی زیربنای نظری را برای ارتباط قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی فراهم می‌کند.

از لحاظ نظری، تعاملات بین عوامل کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام ممکن است با استفاده از مدل‌هایی مانند مدل استاندارد ارزش‌گذاری سهام، مدل‌های پولی و تخصیص پرتفوی تعیین نرخ ارز و مدل‌های استاندارد (AD-AS) ایجاد شود. نوسانات قیمت سهام ممکن است بر فعالیت اقتصادی تاثیر بگذارد و به عنوان کانالی برای مکانیسم انتقال پول عمل کند. علاوه بر این، افزایش قیمت سهام داخلی به این معنی است که دارایی‌های مالی برای خریداران جذاب‌تر می‌شود. بنابراین، سرمایه‌گذاران تخصیص دارایی خود را با جایگزینی سهام داخلی به جای سایر دارایی‌ها –از جمله سهام خارجی– تغییر می‌دهند. در نتیجه این تعدیل پرتفوی، ارزش پول داخلی می‌تواند افزایش یابد. بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی ممکن است به روشی مشابه تحت تاثیر قرار گیرند؛ بر اساس مدل استاندارد AD-AS، تغییرات در عرضه پول می‌تواند بر فعالیت واقعی تاثیر بگذارد (Mishkin, 1998). همانطور که ارزش بازاری یک شرکت بستگی زیادی به وضعیت اقتصادی فعلی و چشم‌انداز آینده آن دارد، ارزش همه شرکت‌های یک کشور به وضعیت اقتصادی جهان و چشم‌انداز آینده آن بستگی دارد.

عدم قطعیت در مورد قیمت سهام در بازارهای سهام به عنوان یکی از جنبه‌های مهم کل اقتصاد تلقی می‌شود؛ زیرا روند رشد ناپایدار را در اقتصاد ایجاد کرده و آن را مختل می‌کند.

از جمله مهم‌ترین متغیرهای مورد توجه سرمایه‌گذاران، ریسک مشارکت در یک سرمایه‌گذاری است. برای درک ریسک کل، در نظر گرفتن دو جنبه ریسک مفید است: ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک. ریسک سیستماتیک به ریسک عمومی اطلاق می‌شود که عمدتا ناشی از تغییرات عوامل کلان اقتصادی است در حالی که ریسک غیرسیستماتیک یک ریسک خاص است که عمدتا توسط عوامل خرد اقتصادی ایجاد می‌شود. ریسک سیستماتیک را نمی‌توان با تنوع سهام به حداقل رساند در حالی که ریسک غیرسیستماتیک را می‌توان با تنوع به حداقل رساند. هدف این مقاله بررسی تاثیر عوامل اقتصادی بر قیمت بازار سهام در ایران است که سرمایه‌گذاران نمی‌توانند ریسک را به حداقل برسانند.

اعتقاد بر این است که قیمت دارایی‌ها نسبت به اخبار اقتصادی حساس است و این باور عمومی در بین اقتصاددانان وجود دارد که قیمت سهام و عوامل اقتصادی ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند. تجربه روزانه نشان می‌دهد که قیمت سهام تحت تاثیر بسیاری از رویدادهای مورد انتظار و غیرمنتظره قرار می‌گیرد و این رویدادها به طور منظم بر قیمت سهام تاثیر می‌گذارد. این مطالعه این پرسش را که شاخص قیمت سهام چگونه و چقدر از عوامل کلان اقتصادی تحت تاثیر قرار می‌گیرد در چهارچوب نظری اقتصاد مالی و شاخص قیمت سهام مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین همان طور که بیان شد متغیرهای مختلفی توانایی تاثیر بر شاخص قیمت سهام را دارند. این امر باعث می‌شود تا روش‌ها و مدل‌های مختلفی جهت تخمین قیمت سهام استفاده شود که باعث ایجاد جواب‌هایی متفاوت می‌شود. اینکه کدام پاسخ بهترین است همواره با عدم قطعیت در ارتباط است؛ عدم قطعیت در مورد نوع مدل و تعداد متغیرهای انتخاب شده برای تخمین. در نتیجه در این تحقیق سعی شده تا به شکاف موجود در مورد عدم اطمینان تا حد بالایی پاسخ داده شود. به بیان دیگر، در این تحقیق سعی شده است تا احتمال اثرگذاری عوامل کلان موثر بر شاخص

قیمت سهام ایران در سال‌های ۱۹۹۶تا ۲۰۱۹ به وسیله مدل‌های میانگین‌گیری بیزین بررسی و سپس به وسیله مدل میانگین‌گیری حداقل مربعات نیز اندازه اثر هر متغیر بیان شود.

ساختار مقاله در ادامه به این ترتیب است که در بخش دوم مبانی نظری بیان شده است. در بخش سوم مروری بر ادبیات و پیشنه تحقیق انجام گرفته است. در بخش چهارم سعی شده تا در مورد عدم اطمینان و روش‌های میانگین‌گیری بیزین به طورخلاصه بحث شود و در نهایت در بخش پایانی با جمع‌بندی مباحث ارائه شده به نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

همانطور که گفته شد، رابطه بین سیاست پولی، بازار ارز، بازار طلا و بورس توجه بسیاری از محققین را به خود جلب کرده است (Geske & Roll, Rogalski & Vinso, 1977; 1983; Chaudhuri & Smile, 2004; Celebi & Hönig, 2019).

شواهد تجربی نشان می‌دهد که نوسانات در بازارهای دارایی مختلف به شدت همبستگی دارند. در چنین شرایطی، درک چگونگی ساختار روابط بین بازارهای مختلف برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران بسیار مهم است. اتخاذ سیاست‌های مناسب برای توسعه بازارهای مالی و کاهش نوسانات غیرعادی در این بازارها و همچنین تنوع‌بخشی کارآمد پرتفوی بدون آگاهی از رفتار و روابط بین دارایی‌های مختلف امکان‌پذیر نخواهد بود. تحقیقات در مورد رفتار این بازارها نیز می‌تواند با تغییر سایر متغیرهای کلان، بینش روشنی در مورد تغییرات شاخص قیمت سهام ارائه دهد. عدم اطمینان از تغییرات قیمت سهام و نحوه واکنش آن‌ها در شرایط مختلف اقتصادی یکی از جنبه‌های مهم کل اقتصاد محسوب می‌شود.

مهم‌ترین عاملی که سرمایه‌گذاران را برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام تشویق می‌کند، شاخص قیمت سهام و اطلاعات مربوط به آن است؛ در نتیجه طبیعی است که سرمایه‌گذارن به عوامل تاثیرگذار بر آن نیز علاقه‌مند باشند. به همین دلیل شناخت آن عوامل و نحوه تاثیرگذاری آن برای سیاست‌گذاران اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است.

برای اینکه دریابیم چه متغیرهایی بر شاخص قیمت سهام اثر می‌گذارند باید به تغییرات نرخ تنزیل توجه کرد. قیمت سهام به جریان پرداخت سود مورد انتظار و نرخ تنزیل بازار بستگی دارد. بنابراین، هر متغیر کلان اقتصادی که بر سود سهام یا نرخ تنزیل آتی تاثیر

می‌گذارد، می‌تواند بر قیمت سهام تاثیر بگذارد (Macmillan & Humpe, 2009). به بیان دیگر، قیمت سهام ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی تولید شده توسط یک شرکت است که معادله آن به شکل رابطه (۱) است.

$$P_t = \sum_{i=1}^{n} \frac{E_t(d_{t+i})}{(1 + E_t r)^i} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، P_t قیمت واقعی سهام در زمان t، $E_t(d_{t+i})$ سود واقعی مورد انتظار هر سهم در پایان سال و در نهایت $E_t r$ نرخ تنزیل (واقعی) یا هزینه سرمایه است.

بسیاری از مقالات نشان داده‌اند که متغیرهای کلان و خرد نقش مهمی در تبیین رفتار قیمت سهام دارند (Schwert, 190; Cheung & Ng, 1998; Nasseh & Strauss, 2000; Akbar, et al., 2012; Mawardi, et al., 2019; Nonezhad, 2021).

همانطور که توسط چن و همکاران[1] (۱۹۸۶) پیشنهاد شده است، انتخاب مربوطه متغیرهای کلان اقتصادی نیاز به قضاوت دارند و در این تحقیق از هر دو روش نظریه موجود و شواهد تجربی موجود استفاده شده است که نتایج آن به طور خلاصه در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. متغیرهای کلان موثر بر قیمت سهام

مطالعات مهم در زمینه مدنظر	نوع اثر	متغیر
خان و زمان[2] (۲۰۱۲) و کاور و چادوری[3] (۲۰۲۱)	نامعلوم	شاخص قیمت مصرف‌کننده
فاما و شورت[4] (۱۹۷۷)، چن و همکاران (۱۹۸۶)	از لحاظ تئوری رابطه منفی با شاخص قیمت سهام دارد.	تورم

1. Chen, N. F., et al.
2. Khan, M. N., & Zaman, S.
3. Kaur and Chaudhary
4. Fama E. F., & Schwert, W.G.

ادامه جدول ۱.

مطالعات مهم در زمینه مدنظر	نوع اثر	متغیر
راتاناپاکورن و شارما[1] (۲۰۰۷) پورعباداللهان و همکاران (۱۳۹۳)	رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام نامعلوم است. طبق بنیادهای خرد، تغییرات در نرخ ارز ممکن است بر ارزش پرتفوی شرکت‌ها تاثیر بگذارد؛ یعنی افزایش نرخ واقعی دلار ممکن است سود شرکت‌ها و در نتیجه قیمت سهام شرکت‌ها را کاهش دهد. همچنین اگر کشوری بر واردات مسلط باشد، افزایش نرخ ارز هزینه‌های ورودی را کاهش می‌دهد و تاثیر مثبتی بر قیمت سهام داخلی ایجاد می‌کند.	نرخ ارز
چانگ و همکاران[2] (۲۰۱۹)	رابطه میان شاخص قیمت سهام و صادرات در تحقیقات متضاد هم بوده است؛ زیرا بعضی از تحقیقات ارتباط صادرات را با تغییرات نرخ ارز و برخی دیگر آن را کسری تجاری بیان کرده‌اند.	صادرات
هوریا و موخوتی[3]، سوهارتینی و ویداوومودی[4] (۲۰۲۱)	در میان تمامی متغیرها، واردات از چالش‌برانگیزترین متغیرها بوده است تا حدی که در اکثر تحقیقات سعی شده آن را نادیده بگیرند یا آن را با تراز تجاری به طور همزمان با صادرات در نظر بگیرند. در نتیجه می‌توان گفت که رابطه این متغیر با شاخص قیمت سهام کاملا نامعلوم است.	واردات

1. Ratanapakorn & Sharma
2. Chang, B. H., et al.
3. Bhunia, A., & Mukhuti, S.
4. Suhartini, C. D., & Widoatmodjo, S.

ادامه جدول ۱.

مطالعات مهم در زمینه مدنظر	نوع اثر	متغیر
چن و همکاران[1] (۱۹۸٦)، میثمی و کاه[2] (۱۹۹۵)، شین[3] (۲۰۱۱) و سوهارتینی و ویداوومودی[4] (۲۰۲۱)	رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص سهام ممکن است مثبت باشد؛ زیرا رشد اقتصادی باعث افزایش تقاضا و سودآوری شرکت‌ها می‌شود که این خود باعث افزایش درآمدهای آتی شرکت‌ها خواهد شد.	نرخ رشد اقتصادی
رگالسکی و وینسو[5] (۱۹۷۷)، پث و کامیک[6] (۲۰۰۰) ، گان و همکاران[7] (۲۰۰٦)، تاریکا و سیما[8] (۲۰۱۱) و بن امین و رحمان[9] (۲۰۲۲)	رابطه متقابل پویا بین قیمت سهام و شاخص‌های پولی عمدتا توسط سه حوزه مالی هدایت می‌شود: نظریه بازار سرمایه کارآمد، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ و مدل‌های تعادل عمومی بخش مالی. افزایش عرضه پول ممکن است نرخ تنزیل را از طریق انتظارات تورمی افزایش دهد و به نوبه خود قیمت سهام را کاهش دهد. علاوه بر این، عرضه پول می‌تواند قیمت سهام را از طریق نقدینگی افزایش دهد؛ به این معنی که نقدینگی بیشتر در اقتصاد باعث کاهش نرخ بهره و در نتیجه افزایش قیمت سهام می‌شود. در نتیجه نقش عرضه پول بر قیمت سهام تاحدی مبهم است.	عرضه پول

1. Chen, N. F., et al.
2. Maysami, R. C., & Koh, T. S.
3. Hsing, Y.
4. Suhartini, C. D., & Widoatmodjo, S
5. Rogalski, J.R., & J.D. Vinso.
6. Pethe, A., & Karnik, A.
7. Gan, C., et al.
8. Tarika, S., & Seema, M.
9. Bin Amin, M. F., & Rehman, M. Z.

ادامه جدول ۱.

مطالعات مهم در زمینه مدنظر	نوع اثر	متغیر
کیلیان و پارک[1] ۲۰۰۹، فیلیس و همکاران[2] ۲۰۱۱، هاشمی و همکاران[3] ۲۰۲۱ حاتم راد و همکاران ۱۴۰۱	بر اساس تئوری‌های اقتصاد کلان تاثیرات قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام کاملا به نوع شوک و کشور اصابت‌کننده شوک (واردکننده یا صادرکننده نفت) بستگی دارد؛ در نتیجه تاثیر آن مبهم است	قیمت جهانی نفت اوپک
اسمیث[4] ۲۰۰۱ هوریا و موخوتی، ۲۰۱۳، تاکلسری[5] ۲۰۲۱	رابطه منفی بین شاخص قیمت سهام و طلا وجود دارد. این امر به دلیل جایگزینی طلا با سایر کالاهای سرمایه‌ای است.	قیمت طلا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همان طور که در جدول (۱) نیز مشاهده می‌شود جدای از شدت اثر هر متغیر بیان شده بر شاخص قیمت سهام در مورد برخی از این متغیرها نوع اثر مشخص نیست در نتیجه همین امر یک عدم اطمینان را در مورد انتخاب مدل برای تخمین و تعداد متغیرها به وجود می‌آورد. از این رو، منطقی‌ترین راه، یافتن مدلی است که این عدم اطمینان را نداشته باشد. در بخش‌های بعدی سعی شده تا مدل مورد استفاده در این تحقیق که برای رفع این نااطمینانی است به اختصار شرح داده شود.

۳. پیشینه پژوهش

به طور کلی در سال‌های اخیر ادبیات قابل توجهی در جهت بیان کردن اثر متغیرهای کلان و خرد در تبیین رفتار قیمت سهام به وجود آمده است. به عبارت دیگر، محققین متعددی با استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی، کشورها و دوره‌های نمونه مختلف و متغیرهای متفاوت کلان اقتصادی، تغییرات شاخص قیمت سهام را بررسی کرده‌اند. در اینجا سعی شده تا به اختصار به تعدادی از آن مطالعات پرداخته شود.

1. Kilian, L. & Park, C.
2. Filis, G., et al.
3. Hashmi, S. M., et al.
4. Smith, G.
5. Thakolsri, S.

۳-۱. مطالعات داخلی

اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵) در تحقیق خود به بررسی متغیرهای مهم و تاثیرگذار بر شاخص قیمت سهام ایران در دوره زمانی ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۲ با استفاده از رویکرد خود همبسته با وقفه توزیع شده[1] پرداختند. متغیرهای مورد مطالعه آن‌ها عبارت بود از حجم نقدینگی، میزان تولیدات صنعتی، نسبت قیمت‌های داخل کشور به خارج، قیمت طلا، قیمت مسکن و قیمت نفت. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که بین شاخص قیمت سهام ایران با همه این متغیرها در بلند مدت یک رابطه محکم و قوی وجود دارد.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶) در تحقیق خود با استفاده از مدل فر و شیلر[2] سعی در برآورد تاثیرگذاری قیمت نفت و طلا بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ کردند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که اثرگذاری قیمت طلا بر شاخص قیمت سهام بیشتر از اثرگذاری قیمت جهانی نفت داشت.

موسایی و همکاران (۱۳۸۹) در تحقیقی به بررسی رابطه بین عرضه پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز با قیمت سهام کردند با استفاده از مدل الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی و انگل گرنجر[3] پرداختند. آن‌ها در نتایج خود نشان دادند که بین تمامی این متغیرها و قیمت سهام یک رابطه همبستگی قوی وجود دارد.

زرانژاد و معتمدی (۱۳۹۱) با استفاده از روش نودا- باماموتو[4] و با داده‌های سال‌های ۱۳۷۰تا ۱۳۸۷ سعی در بررسی رابطه متغیرهای کلان شامل نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی و قیمت نفت با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران داشتند. نتایج نشان داد که تمامی این متغیرها توانایی تاثیر بر شاخص قیمت سهام را دارا هستند.

مقدم و سزاوار (۱۳۹۴) در تحقیق خود به بررسی رابطه‌های بین تورم، نرخ رشد ارز رشد نقدینگی و رشد اقتصادی با شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار ایران با استفاده از روش الگوی خود توضیح برداری[5] برای سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که میان نرخ ارز، تورم و شاخص قیمت سهام یک رابطه بلند مدت

---

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Fair, R.C, & Shiller, R.J.
3. Engel-Granger Test
4. Toda-Yamamoto
5. Vector Aoutoregression

منفی قوی وجود دارد درحالی که میان نرخ رشد اقتصادی و شاخص قیمت سهام در بلند مدت یک رابطه مثبت برقرار است.

رضازاده (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی که شامل نرخ رشد عرضه پول، نرخ تورم، نرخ رشد تولیدات صنعتی و تغییرات نرخ ارز بازار آزاد بر بی‌ثباتی بازار سهام بورس تهران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری برای داده‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که نرخ رشد عرضه پول و تغییرات لگاریتم نرخ ارز دارای تاثیر معنی‌دار و مثبتی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام است در حالی که نرخ رشد تولیدات صنعتی تاثیر معنی‌دار و منفی بر تغییرات بازده سهام دارد. همچنین نرخ تورم هیچ‌گونه اثری بر بی‌ثباتی بازده سهام در این سال‌ها نداشته است.

اصغرزاده و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی ارتباط قیمت سهام ۱۱۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با سه شاخص «متغیرهای بنیادی»، «متغیرهای کلان اقتصادی» و «بازده قیمتی گذشته سهام» در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ پرداختند. بر اساس یافته‌های این تحقیق هر سه دسته متغیر دارای رابطه قوی و قابل توجهی با حرکت‌های قیمت سهام هستند. ابونوری و ضیاالدین (۱۳۹۹) در مطالعه خود سعی در بررسی تلاطم قیمت نفت و شاخص بازار سهام کشورهای منتخب عضو اوپک با استفاده از داده‌های سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۹ داشتند. نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان داد که تغییرات قیمت نفت کشورهای اوپک با شاخص قیمت سهام آن‌ها را بطه مثبت دارد. همچنین تلاطم‌های قیمت نفت اوپک به شدت بر میزان تلاطم‌های قیمت سهام کشورهای منتخب در این مطالعه می‌افزاید.

۳-۲. مطالعات خارجی

چن[1] (۱۹۹۱)، رابطه بین تغییرات در فرصت‌های سرمایه‌گذاری مالی و تغییرات کلان اقتصادی در ایالات متحده را مطالعه کرد و نشان داد که بازده و قیمت شاخص بازار را می‌توان با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ رشد تولید عقب افتاده، ساختار اصطلاحی و نرخ صورت‌حساب، پیش‌بینی کرد. بازده مازاد و شاخص قیمت بازار به طور منفی با متغیرهای رشد اقتصادی بیان شده در تحقیق (نرخ صورت‌حساب و نرخ رشد تولید

1. Chen, N. F.

با تاخیر) و به طور مثبت با عوامل رشد اقتصادی مورد انتظار در آینده (مانند نسبت قیمت سود سهام بازار و رشد غیرمنتظره تولید ناخالص داخلی در آینده) مرتبط است.

ابراهیم و یوسوف[1] (۲۰۰۱) با استفاده از تکنیک خود رگرسیون برداری، روابط بین سه متغیر کلان اقتصادی (تولید واقعی، سطح قیمت و عرضه پول)، نرخ ارز و قیمت سهام مالزی را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتیجه نشان داد که قیمت سهام مالزی بیشتر تحت تاثیر تغییرات عرضه پول قرار گرفته است. به ویژه، عرضه پول کوتاه مدت تاثیر مثبتی بر قیمت سهام دارد، اما در بلندمدت، عرضه پول و قیمت سهام همبستگی منفی دارند. آن‌ها همچنین اثرات منفی شوک‌های کاهش ارزش را بر قیمت سهام مشاهده کردند. نکته مهمی که آن‌ها در این تحقیق به آن اشاره کردند این بود که قیمت سهام حاوی اطلاعات ارزشمندی در مورد تغییر متغیرهای کلان اقتصادی است.

راتاناپاکورنا و شارما (۲۰۰۷)، روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین شاخص قیمت سهام ایالات متحده (S&P 500) و شش متغیر کلان اقتصادی را طی دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۹ به وسیله مدل علیت گرنجری[2] بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که قیمت سهام نسبت به نرخ بهره بلندمدت منفی است، اما به طور مثبت با عرضه پول، تولید صنعتی، تورم، نرخ ارز و نرخ بهره کوتاه مدت مرتبط است. در مفهوم علیت گرنجر، هر متغیر کلان اقتصادی قیمت سهام را در بلندمدت افزایش می‌دهد، اما در کوتاه مدت نه.

پارک و راتی[3] (۲۰۰۸) به بررسی رابطه بین شوک‌های قیمت نفت و داده‌های بازار سهام بر اساس مدل خود رگرسیون برداری با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۸ در ایالات متحده و ۱۳ کشور اروپایی صادرکننده نفت پرداختند. نرخ بهره، نوسانات قیمت نفت، تولید صنعتی و بازده واقعی سهام متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق بودند. نتایج نشان داد شوک‌های نفتی تا حد بالایی بر بازار سهام کشورهای مورد مطالعه با درجات مختلف اثرگذار است و تقریبا در بیش از نیمی از آن‌ها رابطه منفی بالایی بین شوک‌های نفتی و بازده بازار سهام وجود دارد.

1. Ibrahim, M. H., & Yusoff, S. W.
2. Granger Causality
3. Park, J. W., & Ratti, R. A.

وانگ (۲۰۱۱) رابطه سری زمانی بین نوسانات بازار سهام و نوسانات کلان اقتصادی متغیر را برای چین با استفاده از مدل‌های گارچ تعمیم یافته[1] و خود رگرسیون برداری[2] مورد بررسی قرار داد. یافته‌های تحقیق وی نشان داد که یک رابطه دو طرفه بین تورم و قیمت سهام وجود دارد. در حالی که یک رابطه یک طرفه بین نرخ بهره و قیمت سهام وجود دارد. با این حال، رابطه معنی‌داری بین قیمت سهام و تولید ناخالص داخلی واقعی یافت نشد.

تسای[3] (۲۰۱۲)، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز را برای شش کشور آسیایی (سنگاپور، تایلند، مالزی، فیلیپین، کره جنوبی و تایوان) با استفاده از رگرسیون کوانتایل[4] برای دوره زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۹ مطالعه کرد. انتظار می‌رفت رابطه منفی یکنواختی بین این دو متغیر مانند تئوری برقرار باشد. با این حال، نتایج، الگوی جالبی را در رابطه بین این دو بازار در آسیا نشان می‌دهد و آن است که رابطه منفی بین سهام و بازار ارز در زمانی که نرخ ارز بسیار بالا یا پایین باشد، مشهودتر است.

کالیان آرامان و تواجری[5] (۲۰۱۴) رابطه بلندمدت بین پنج متغیر اقتصاد کلان شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید صنعتی، عرضه پول، نرخ ارز، قیمت نفت را به همراه شاخص قیمت جهانی سهام استاندارد ۵۰۰بر شاخص کل سهام عربستان با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و مدل تصحیح خطای برداری[6] و داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۴ تا ژوئن ۲۰۱۳ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که بین متغیرهای انتخاب شده و شاخص قیمت سهام عربستان یک رابطه بلندمدت وجود دارد. همه متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام تاثیر می‌گذارند. شاخص استاندارد ۵۰۰ تاثیری بر قیمت سهام عربستان ندارد. مدل تصحیح خطای برداری، وجود علیت بلندمدت از متغیرهای توضیحی تا قیمت سهام را نشان می‌دهد. تابع پاسخ ضربه‌ای نشان می‌دهد که شوک‌های تولید صنعتی، قیمت سهام

1. Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic
2. Vector Autoregressive
3. Tsai, I. C.
4. Quantile Regression
5. Kalyanaraman, L., & Tuwajri, B.
6. Vector Error Correction Model

را افزایش می‌دهد در حالی که شوک‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده آن را کاهش می‌دهد.

شیخ و همکاران[1] (۲۰۲۰) بررسی کردند که آیا رابطه بین نوسانات کلان اقتصادی و شاخص‌های سهام پاکستان ماهیت متقارن یا نامتقارن دارد. این مطالعه از مدل‌های تاخیر توزیع شده خودرگرسیون غیرخطی برای زمان‌های قبل و بعد از بحران‌های اقتصادی سال ۲۰۰۸ استفاده کرد. دوره نمونه کلی شامل ۱۶۸ مشاهدات بین ژانویه ۲۰۰۴ و دسامبر ۲۰۱۸ است. یافته‌ها حاکی از آن بود که در بلندمدت و قبل از بحران مالی جهانی، واکنش سرمایه‌گذاران به قیمت طلا و قیمت نفت متفاوت است. در درازمدت و پس از بحران، سرمایه‌گذاران واکنش‌های متفاوتی به تمامی نوسانات کلان اقتصادی نشان داده‌اند. این نتایج نشان دادند که پس از بحران، سرمایه‌گذاران به شوک‌های مثبت و منفی قیمت طلا، نرخ ارز و نرخ بهره واکنش متفاوتی نشان می‌دهند. جنبه جالب دیگر اینکه پس از بحران مالی جهانی، سرمایه‌گذاران تنها به شوک‌های مثبت قیمت طلا، نرخ بهره و نرخ ارز در بلندمدت واکنش نشان دادند. آن‌ها همچنین نشان دادند که رابطه بین نوسانات کلان اقتصادی و قیمت سهام ماهیت نامتقارن است. علاوه بر این، آن‌ها نتیجه گرفتند که اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام باید برای سرمایه‌گذاران، دولت‌ها و سایر ذی‌نفعان در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شود.

خان و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی تاثیر قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز بر بازده بورس شانگهای پرداختند. آن‌ها در این مطالعه از داده‌های سری زمانی ماهانه از ژانویه ۲۰۰۰ تا دسامبر ۲۰۱۸ و مدل شبیه‌سازی خودرگرسیون توزیع‌شده تاخیری پویا[2] استفاده کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که قیمت نفت و قیمت طلا بر بازده سهام در کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبت دارند در حالی که نرخ ارز بیانگر اثر منفی در کوتاه مدت و در بلند مدت است.

لانگکوماران و ناواراتناسل[3] (۲۰۲۱) در تحقیقی به بررسی این موضوع که آیا متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام CSE در سریلانکا تاثیر می‌گذارند یا خیر، پرداختند. ایشان

1. Sheikh, U. A. et al.
2 Dynamic Autoregressive Distributed lag
3. Elangkumaran, P., & Navaratnaseel, J.

برای این منظور چهار متغیر را مورد مطالعه قرار دادند که شامل: نرخ بهره، نرخ ارز، تراز پرداخت‌ها و تولید ناخالص داخلی بود. داده‌های ۲۰ سال از ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲ با استفاده از رگرسیون چندگانه[1] مورد تحلیل قرار گرفتند. یافته‌های این تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی یک همبستگی مثبت و قوی با شاخص قیمت بازار سهام سریلانکا دارد. علاوه بر این، هر زمان که با نرخ بهره همبستگی منفی داشته باشد، بین نرخ ارز و شاخص قیمت بازار، همبستگی مثبت و معنادار وجود دارد. در نهایت، آن‌ها نتیجه گرفتند که متغیرهای کلان اقتصادی به طور قابل توجهی بر قیمت سهام سریلانکا تاثیرگذار هستند.

چنانچه مشاهده می‌شود مطالعات بسیاری در مورد رابطه شاخص‌های کلان اقتصادی و قیمت سهام انجام گرفته شده است، اما در اکثر آن‌ها جواب‌هایی متفاوت برای نوع ارتباط یک متغیر خاص با شاخص قیمت سهام به دست آورند. علاوه بر این، هیچ یک از آن‌ها علاوه بر نوع ارتباط به قدرت ارتباط و اثرگذاری این متغیرها اشاره‌ای نکرده‌اند. در این مطالعه چنان که در ادامه اشاره خواهد شد، سعی می‌شود تا با روش‌های میانگین‌گیری بیزین این شکاف پر شود و علاوه بر نوع ارتباط، درجه و قدرت ارتباط نیز نشان داده خواهد شد.

٤. روش پژوهش

تئوری اقتصادی به طور کلی اطلاعاتی در مورد مشخصات مدل تجربی ارائه می‌کند، اما راهنمایی کمی در مورد چگونگی مشخص کردن فرآیند دقیق تولید داده برای نتیجه مورد نظر ارائه می‌دهد. بنابراین، فقدان پیوند یک به یک بین تئوری و مشخصات مدل تجربی باعث ایجاد عدم اطمینان در مورد اینکه برای مثال، کدام متغیرهای توضیحی باید در مدل گنجانده شوند، کدام اشکال عملکردی مناسب هستند یا کدام طول تاخیر پاسخ‌های پویا را دریافت می‌کند، ایجاد می‌کند. در اقتصاد سنجی، این مسائل به عنوان مسائل عدم قطعیت مدل شناخته می‌شوند. همانطور که توسط دانیلوف و مگنوس[2] (۲۰۰۴) نشان داده شده

1. Multiple Regression

2. Danilov, D., & Magnus, J. R.

است، فرآیند انتخاب مدل اهمیت دارد و احتمالا اثرات غیر قابل چشم‌پوشی بر ویژگی‌های آماری برآوردگرهای ما دارد.

رویه رایج در تحقیقات تجربی مبتنی بر انتخاب یک مدل واحد به منزله بهترین مدل در فضای همه مدل‌های ممکن برای پیش‌بینی است. پس از انتخاب مدل و تخمین‌ها، محققان معمولا نتیجه‌گیری‌های خود را بر اساس فروض مدل انتخاب شده قرار می‌دهند و طوری عمل می‌کنند که گویی مدل انتخاب شده، مدلی است که کاملا توانایی پیش‌بینی وضعیت دنیای واقعی را دارد. با این حال، این روش تمایل دارد تا عدم قطعیت واقعی را نادیده گیرد و بنابراین باعث می‌شود تا نتیجه‌گیری به اندازه کافی محافظه‌کارانه نباشد. مدل‌های آماری را می‌توان در دو بخش تجزیه کرد: قسمت اول شامل متغیرها و مفروضات است و قسمت دوم شامل مدل انتخاب شده بر اساس مفروضات برای تخمین همان متغیرها است.

در حقیقت عدم اطمینان در هر دو سطح وجود دارد. برای مثال فرض کنید که محققی می‌خواهد اندازه اثرات عوامل موثر بر یک متغیر مستقل را تخمین بزند، وی با توجه به فروض پایه خود مدلی را انتخاب می‌کند و تخمین‌های خود را گزارش می‌دهد، اما آیا این بهترین پاسخ خواهد بود؟ در همان حال ممکن است محققی دیگر با فروض دیگر مدل دیگری را انتخاب کند که دارای واریانس و خطای کمتری است. به بیان دیگر، ممکن است چندین مدل وجود داشته باشد که با داده‌های نمونه مطابقت داشته باشد و به همان اندازه خوب عمل کند، اما تخمین‌های ضرایب متفاوت و خطاهای استاندارد مختلفی وجود داشته باشد. نکته‌ای که در سال‌های اخیر اقتصاددانان بسیار برآن تاکید داشته‌اند، آن است که صرفا تصمیم‌گیری بر اساس تنها یک مدل بسیار مخاطره‌آمیز است. روش‌های میانگین‌گیری راهی برای حل این مشکل ارائه می‌دهند.

از مهم‌ترین روش‌های میانگین‌گیری که سعی در برطرف کردن عدم قطعیت دارد، روش میانگین‌گیری بیزین است. به بیان دیگر، می‌توان گفت که BMA یک روش قوی و دقیق برای برطرف کردن عدم قطعیت مدل است؛ این مدل توانایی آن را دارد که مقاومت نتایج را در برابر مشخصات جایگزین با محاسبه توزیع‌های پسین برای ضرایب و مدل‌ها

ارزیابی کند (فرناندز، لی و استیل[1] ۲۰۰۱). این متد توسط جفریر[2] در سال ۱۹۶۱ ایجاد شد و بعدها به دست افرادی چون لیمر[3] (۱۹۷۰، ۱۹۷۳ و ۱۹۷۸) و رافتری[4] (۱۹۹۵، ۱۹۹۷ و ۲۰۰۵) توسعه یافت. میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) یک مکانیسم منسجم و سیستماتیک برای محاسبه عدم قطعیت مدل ارائه می‌کند و می‌توان آن را به عنوان کاربرد مستقیم استنتاج بیزی برای مسئله انتخاب مدل، تخمین ترکیبی و پیش‌بینی در نظر گرفت. BMA یک معیار انتخاب مدل ساده و پیش‌بینی‌های کم‌خطر تولید می‌کند.

پیاده‌سازی BMA که برای اولین بار توسط لیمر پیشنهاد شد برای مدل‌های رگرسیون خطی به شرحی است که در ادامه به آن پرداخته می‌شود. یک مدل رگرسیون خطی با یک جمله ثابت β_0 و k متغیرهای توضیحی را به صورت رابطه (۲) در نظر بگیرید.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots . + \beta_k x_k + \delta \qquad (۲)$$

با توجه به تعداد تخمین زن‌ها، 2^k ترکیب مختلف از متغیرهای سمت راست خواهیم داشت که توسط M_j نشان داده شده است. هنگامی که فضای مدل ساخته شد، توزیع پسین برای هر ضریب مورد علاقه، مثلا β_h با توجه به داده D به شکل رابطه (۳) است.

$$pr(\beta_h|D) = \sum_{j=1}^{J} \mathrm{pr}(\beta_h|M_j)\, pr(M_j|D) \qquad (۳)$$

BMA از احتمال پسین هر مدل، $\mathrm{pr}(M_j|D)$ به عنوان وزن استفاده می‌کند که احتمال پسین برای مدل M_j از نسبت احتمال حداکثر درست‌نمایی آن به مجموع احتمالات حداکثر درستنمایی در کل فضای مدل است که در رابطه (۴) و (۵) نشان داده شده است.

$$pr(M_j|D) = \frac{\mathrm{pr}(D|M_j)\mathrm{pr}(M_j)}{\sum_{k=1}^{K} \mathrm{pr}(D|M_i)\, \mathrm{pr}(M_i)} \qquad (۴)$$

$$\mathrm{pr}(D|M_j) = \int \mathrm{pr}(D|\Theta_j, M_j)\mathrm{pr}(\Theta_j|M_j)\, d\Theta_j \qquad (۵)$$

1. Fernandez, C., et al.
2. Jefrier, H.
3. Leamer, E.E.
4. Raftery, A.E.

در اینجا θ_j برداری از پارامترها است و $pr(\theta_j|M_j)$ توزیع احتمال پسین برای پارامترهای تعریف شده در مدل M_j است.

در ادامه مروری بر سه روشی که میانگین بیزین معمولا با آن‌ها شبیه‌سازی می‌شود، ارائه خواهد شد و سپس مدل تکمیلی حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS)[1] نیز که برای مقایسه با BMA استفاده شده نیز به اختصار توضیح داده شده است به این صورت که برای بررسی سه روش موجود، ما تخمین‌ها و احتمالات پسین را در بین سه روش مقایسه می‌کنیم که البته چنانچه توضیح داده خواهد شد، هر سه روش مزایای خاص خود را دارند. در نهایت نیز ضرایب را با استفاده از مدل WALS نیز تخمین زده خواهد شد و با استفاده از روش انتخاب متغیرها[2]، سعی در آزمون جواب میانگین‌گیری بیزین خواهیم کرد.

٤-١. روش‌های محاسبه مدل میانگین‌گیری بیزین

قبل از پرداختن به روش‌ها باید به این نکته پرداخت که تابع احتمال پیشین برخلاف تابع احتمال پسین قابل محاسبه نیست آن هم به این دلیل که نمی‌توان فرض کرد که داده‌ها از اولین روز خود برای تمام متغیرها موجود است به همین دلیل زلنر[3] (۱۹۸۶) پیشنهاد داد که یک تابع توزیع یکنواخت برای تمامی داده‌ها در تمامی مقاطع برای تابع احتمال پیشین در نظر گرفته شود که از یک توزیع نرمال پیروی می‌کند. به طور میانگین، تابع پیشین به طور محافظه‌کارانه صفر برای ضرایب فرض می‌شود که نشان دهد اطلاعات زیادی در مورد آن‌ها وجود ندارد. زلنر تابع پیشنهادی خود؛ یعنی g-prior را به شکل رابطه (۶) و (۷) تعریف کرد.

$$g = \delta^2(\frac{1}{g}X'_\lambda X_\lambda)^{-1} \qquad (۶)$$

$$\pi(\beta_\lambda|M_j\ \delta^2)\sim N_{p\lambda}[0, g\ \delta^2(\frac{1}{g}X'_\lambda X_\lambda)^{-1}] \qquad (۷)$$

1. Weight Average Least Square
2. Variable Select
3. Zellner, A.

اهمیت این تابع در آن است که همه این روش‌ها باید برای تخمین خود یک تابع احتمال پیشین را انتخاب کنند. همچنین این روش با توجه به احتمال عملکرد پسین هر مدل، نمونه برداری دقیقی را از بین همه آن‌ها انجام می‌دهد. این الگوریتم دنباله زنجیره‌ای از مدل‌های M^s را شبیه‌سازی می‌کند. در واقع M^s مدلی است که با تکرار مدل (s) بارها به دست می‌آید (M^s یکی از مدل‌های M_1 تا M_j است). برای تخمین با روش میانگین‌گیری بیزین این روش یک زنجیر ایجاد می‌کند که از مدل اول شروع شده (M_0) به عنوان مدل فعلی (M^*) انتخاب می‌شود. در ادامه احتمال پذیرش مدل جدید به صورت رابطه (۸) است.

$$\alpha(M^s, M^*) = \mathrm{Min}\left(\frac{pr(Y|M^s)pr(M^s)}{pr(Y|M^*)pr(M^*)}, 1\right) \qquad (۸)$$

مدل جدید جایگزین مدل قبلی می‌شود اگر و فقط اگر $\alpha \geq 50$ و این مدل به عنوان مدل فعلی (M^*) جایگزین شود. در غیر این صورت، مدل فعلی M_0 باقی می‌ماند. این فرآیند s بار تکرار می‌شود. در این رویکرد با تکرار s بارهای مکرر زنجیره‌ای از مدل‌ها ایجاد می‌شود که در آن بیشتر مدل‌ها از نقاطی انتخاب می‌شوند که احتمال پسین بالاترین است. هنگامی که مدل فعلی تعیین (M^*) در هر مرحله، میانگین و واریانس این مدل تخمین زده می‌شود و در نهایت از مجموع این زنجیره، میانگین کل به عنوان میانگین بیزی محاسبه می‌شود. به گفته کاس و رافتری (۱۹۹۵)، اگر احتمال حضور پسین (PIP)[1] برای یک متغیر خاص یک ($PIP<0.5$) باشد، نشان می‌دهد که آن متغیر اثر ناچیز در مدل دارد. برای هر متغیر توضیحی در مدل، احتمال حضور پسین (PIP) محاسبه می‌شود. ضرایب PIP پیش‌بینی شده از تخمین 2^K مدل به ازای K متغیر به دست می‌آید. یکی از مزایای تجزیه و تحلیل BMA، پایایی بالای ضرایب تخمینی متغیرهای توضیحی است. این ضرایب بر اساس یک مدل تخمین زده نمی‌شوند، بلکه از میانگین وزنی ضرایب تخمینی هر متغیر در 2^K تکرار مدل‌های نمونه‌گیری به‌دست می‌آیند. میانگین وزنی ضرایب به صورت رابطه (۹) محاسبه می‌شود.

1. Posterior Inclusion Probability

$$\hat{\alpha}_1 = \sum_{j=1}^{k} \Delta_j \, \hat{\alpha}_{1j} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) Δ_j مقدار احتمال مدل jام می باشد و $\hat{\alpha}_1$ نیز تخمینی از $\hat{\alpha}_{1i}$ است که وسیله M_j به دست می‌آید.

٤-١-١. انتخاب مدل بیزی (BMS)[1]

جایگزینی برای BMA انتخاب مدل بیزی (BMS) است که در آن فقط یک مدل انتخاب می‌شود. وقتی چندین مدل کاندید در دسترس باشد، محقق می‌تواند یک مدل را انتخاب کند یا میانگین‌گیری مدل را انجام دهد. BMS به انتخاب یک مدل از لیست مدل‌های کاندید بر اساس داده‌ها اشاره دارد. یک انتخاب محقق برای BMS این است که مدلی را با بالاترین احتمال پسین در جست‌وجوی مدل انتخاب کنند. این روش از مدل خطی معمولی- مزدوج استاندارد بیزی به عنوان مدل پایه و g-prior به عنوان انتخاب ساختارهای قبلی برای ضرایب رگرسیون استفاده می‌کند. همانطور که گفته شد شکل فراپارامتر g در تجزیه و تحلیل BMA بسیار مهم است در نتیجه شناخت آن برای محقق از اهمیت بالایی برخوردار است.

هنگامی که تعداد متغیرهای مورد تحقیق افزایش می‌یابد شمارش ترکیب‌های بالقوه همه مدل‌های ممکن امری امکان‌ناپذیر می‌شود برای حل این معضل، بسته BMS از نمونه‌گرهای زنجیره‌ای مارکوف مونت کارلو (MCMC) برای جمع‌آوری نتایج استفاده می‌کند.

٤-١-٢. روش نمونه برداری تطبیقی بیزین (BAS)[2]

روش نمونه برداری تطبیقی بیزین، BMA را در مدل‌های خطی با استفاده از نمونه برداری تصادفی یا قطعی بدون جایگزینی از توزیع‌های پسین انجام می‌دهد. این روش برخلاف روش BMS نه تنها می‌تواند از تابع پیشین زلنر استفاده کند، بلکه می‌توان توابع میکس با

1. Bayesian Model Selection
2. Bayesian Adaptive Sampling

آن را نیز تعریف کرد؛ هرچند این امر باعث افزایش زمان تخمین خواهد شد. در نمونه‌گیری در این روش اگر تعداد متغیرها کمتر از ۲۵ باشد، بسته BAS همه مدل‌ها را برمی‌شمارد. نکته بسیار خوب این روش در مقابل دو روش دیگر، ارائه همزمان برترین مدل‌ها است؛ مدل‌هایی که بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی برای رگرس کردن متغیرهای انتخاب شده را دارا هستند.

٤-١-٣. روش میانگین بیزی (BMA)

از ساده ترین روش‌های میانگین‌گیری بیزین، روش میانگین بیزین است و کمترین زمان محاسبات را به خود اختصاص می‌دهد. در این روش یک حسن خوب، دقت بالای تخمین و یک نقطه ضعف عدم ارائه مدل‌های برتر را دارد. این روش نیز مانند بیزین از مدل تابع احتمال پیشین زلنر استفاده می‌کند. نمونه‌گیری مدل اگر تعداد متغیرهای کمکی کمتر از ۳۰ باشد، روش BMA همه مدل‌ها را برشمارش می‌کند و این باعث می‌شود تا در زمان تخمین از روش BMS بدتر، اما از BAS بهتر باشد. این روش از متد عقب‌نگر استفاده می‌کند؛ یعنی ابتدا مدل‌های ضعیف را حذف و سپس بهترین مدل را می‌یابد و در نهایت احتمال حضور متغیرها را در همه آن مدل‌ها محاسبه می‌کند.

به طور کلی برای مقایسه می‌توان گفت که وقتی فضای متغیر کمکی کوچک است، هر سه بسته فضای مدل را برمی‌شمارند و همه مدل‌ها را برای انجام میانگین‌گیری تخمین می‌زنند. با این حال، زمانی که فضای نمونه متغیرهای بزرگ است، هر یک از بسته‌ها رفتار جست‌وجوی کاملا متفاوتی را در فضای مدل‌های کاندید انجام می‌دهند. هر دو روش BAS و BMS از الگوریتم‌های جست‌وجوی تقریبا مشابهی (الگوی زنجیره تطبیقی) برای تعیین فهرستی از مدل‌ها برای ساخت توزیع پسین احتمالات مدل استفاده می‌کنند که کاملا متفاوت با BMA است. این موضوع به این روش‌ها اعتبار بیشتری نسبت به روش BMA می‌دهد که از مکانیزم بسیار ساده‌تری برای قضاوت در بین مدل‌های نامزد استفاده می‌کند. البته نکته حایز اهمیت آن است که نباید انتظار داشت تا این دو روش جواب کاملا یکسانی را به دست دهند به خصوص وقتی که تعداد متغیرها بالا است و هر روش به نمونه‌گیری مدل‌ها روی می‌آورد.

٤-١-٤. مزیت پیش‌بینی با مدل میانگین‌گیری بیزی

ادبیات فراوانی در مورد مزیت BMA نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی وجود دارد. از مهم‌ترین آن‌ها، مادیگان و رافتری[1] (۱۹۹۴) بودند که دریافتند BMA حداقل به خوبی هر مدلی را با توجه به قانون امتیاز ورود[2] پیش‌بینی می‌کند و مین و زلنر[3] (۱۹۹۳) نشان داده‌اند که از دست دادن مربع خطای مورد انتظار پیش‌بینی‌های نقطه همیشه توسط BMA در شرایطی که فضای مدل شامل مدل مولد می‌شود به حداقل می‌رسد. علاوه بر این، بر اساس نتایج تجربی، رافتری و همکاران (۱۹۹۷)، پوشش پیش‌بینی‌کننده تحت یک رویه BMA نسبت به آنچه در یک مدل مشاهده شده بود، بهبود یافته است. این یافته متعاقبا توسط هوتینگ و همکاران[4] (۱۹۹۹) تایید شد و دوباره توسط کاپلان و لی[5] (۲۰۱۸) نشان داده شد. به طور مشابه، فرناندز و همکاران (۲۰۰۱) و لی و استیل (۲۰۰۹) دریافتند که بر اساس قانون امتیاز ورود، BMA عملکرد پیش‌بینی قابل‌توجهی بهتری را نسبت به مدل‌های منفرد ارائه می‌کند که برای داده‌های رشد اقتصادی اعمال می‌شود. در نهایت، در حالی که اکثر مقالات عملکرد پیش‌بینی‌کننده روتین‌های BMA را نسبت به روش‌های انتخاب مدل ارزیابی کرده‌اند، برای مثال تحقیقات دیویدسون و فن[6] (۲۰۰۶) نشان دادند که BMA به طور قابل توجهی از روش‌های مختلف یادگیری ماشین مبتنی بر مجموعه در شرایط خاص بهتر عمل می‌کند.

٤-٢. روش حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS)

روش حداقل مربعات متوسط وزنی، یک روش میانگین‌گیری مدل است که در حقیقت برای جایگزین کردن آن با روش میانگین‌گیری بیزین توسط مگنیوس و دوربین[7] (۱۹۹۹)

---

1. Madigan, D. & Raftery, A.
2. Log Score Rule

قانون امتیازدهی لگاریتمی، قانونی است که برای اندازه‌گیری میزان عملکرد یک روش تخصیص داده شده از احتمالات به مقادیر یک متغیر تصادفی در برخی از نمونه‌های واقعی متغیر تصادفی استفاده می‌شود.

3. Min, C. K., & Zellner, A.
4. Hoeting, J. A., et al.
5. Kaplan, D., & Lee, C.
6. Davidson, I., & Fan, W.
7. Magnus, J. R., & Durbin, J.

ارائه شد. مدل WALS دارای دو ویژگی است که باعث می‌شود تا به نوعی ضعف روش میانگین‌گیری بیزین برطرف شود؛ اولی آنکه چنانچه گفته شد در روش بیزین باید یک تابع احتمال پیشین معرفی شود که معروف‌ترین آن‌ها تابع پیشین یکنواخت نرمال بود و از آنجا که بر اساس مبانی بیزین تابع پیشین در به دست آوردن تابع پسین نقش مهمی دارد، باعث می‌شود تا به نوعی نتوان به پاسخ‌های نهایی میانگین‌گیری بیزین اطمینان کرد، اما در این روش صرفا از روش یکنواخت نرمال استفاده نخواهد شد (برای بحث بیشتر به مگنویس و دوربی ۱۹۹۹ ، دلوکا و منگویس[1] ۲۰۱۱ مراجعه شود). دوم آنکه برخلاف BMA، WALS متکی بر تبدیل‌های متعامد رگرسیون‌های کمکی و پارامترهای آن‌هاست که بار محاسباتی این تخمین‌گر میانگین‌گیری مدل را تا حد زیادی کاهش می‌دهد و امکان استفاده از توزیع‌های قبلی مربوطه را فراهم می‌کند.

۵. معرفی مدل و داده

چنانچه پیشتر گفته شد، ادبیات زیادی در مورد رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی صورت گرفته است، اما هیچ کدام به این مهم که کدام یک اندازه اثر بیشتری دارند و کدام مدل‌ها با حضور چه متغیرهایی بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی دارند، اشاره نکرده‌اند. در این راستا در این پژوهش تاثیر ۹ متغیر کلان شاخص قیمت مصرف‌کننده، تورم، قیمت طلا، قیمت جهانی نفت اوپک، واردات، صادرات، عرضه پول، نرخ ارز و نرخ رشد اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است. از این رو، الگوی تجربی تحقیق به شکل رابطه (۱۰) معرفی می‌شود.

$$SP= f (CPI, IF, ER, EX, IM, OL, GR, BMG, GOLD) \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، SP شاخص قیمت سهام، CPI شاخص قیمت مصرف‌کننده براساس سال پایه ۲۰۱۰، IF تورم، ER نرخ ارز، EX شاخص قیمت صادرات براساس سال پایه ۲۰۱۰، IM شاخص قیمت واردات براساس سال پایه ۲۰۱۰ ، OL قیمت جهانی نفت اوپک، GR نرخ رشد اقتصادی، BMG نرخ رشد نقدینگی و GOLD قیمت جهانی طلا است.

1. De Luca, G., & Magnus, J. R.

روش استفاده شده در این تحقیق شامل سه روش میانگین‌گیری بیزین، روش حداقل مربعات متوسط وزنی و همچنین روش انتخاب متغیرها برای رگرس کردن قیمت سهام (یعنی متغیرهای وابسته) روی عوامل بیان شده (یعنی متغیرهای مستقل) در بازارهای سهام ایران است. داده‌های این مطالعه دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹ را پوشش می‌دهد. منابع داده شامل بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و سازمان آمار ایران است. نکته مهم در این پژوهش سال‌های انتخاب داده‌ها بود که به دلیل محدودیت در داده‌ها محققین نمی‌توانستند به برخی از داده‌های سالیان قبل ۱۹۹۶ دسترسی پیدا کنند. همچنین برای سال‌های بعد ۲۰۱۹ نیز به دلیل نوسانات شدید بازار سهام و احتمال انحراف پاسخ‌ها، محققین از داده‌های بعد از ۲۰۱۹ چشم‌پوشی کردند.

٦. یافته‌های تجربی پژوهش

هدف از این مطالعه، بررسی احتمال تاثیر ۹ متغیر بر شاخص قیمت سهام ایران است که این امر با توجه به ادبیات بیزین باعث ایجاد 2^9 مدل تخمین می‌شود. با توجه به تعداد تخمین بالا باید روشی انتخاب شود که تاثیر همه متغیرها بر متغیر وابسته را در همه این مدل‌ها اندازه‌گیری کند. بنابراین از BMA برای این منظور استفاده می‌شود. برای همه متغیرهای توضیحی کاندید، این روش نشان می‌دهد که احتمال درگیری پسینی (PIP) برای هر متغیر چند است. یکی از مهم‌ترین مزایای تجزیه و تحلیل BMA، پایایی بالای ضرایب تخمینی متغیرهای توضیحی آن است؛ زیرا این ضرایب بر اساس یک مدل برآورد نمی‌شوند، بلکه از میانگین وزنی ضرایب برآورد شده هر متغیر در 2^9 تکرار مدل‌های نمونه‌گیری به دست می‌آیند. در ادامه سعی می‌شود تا پاسخ‌های هر سه روش BMA، BMS و BAS برای مقایسه ارائه شود.

نتایج جدول (۲) نشان‌دهنده تخمین به روش BMS برای مدل میانگین‌گیری بیزین است که به ترتیب نزولی بودن (ستون اول، PIP) احتمال حضور متغیرها در در مدل رتبه‌بندی شده‌اند. چنانچه گفته شد میانگین مجموع تمام احتمالات مدل پسین برای همه مدل‌ها PIP نامیده می‌شود. ستون دوم که نشان‌دهنده میانگین وزنی توزیع ضرایب پسین است، میانگین ضرایب را برای همه مدل‌ها از جمله مدل‌هایی که برخی از متغیرها را در آن حضور ندارند،

نشان می‌دهد. ستون سوم، انحراف معیار ضرایب تخمین زده شده در توزیع پسین را نشان می‌دهد. ستون چهارم؛ یعنی علامت ضرایب، قطعیت علامت را نشان می‌دهد. شاخص قطعیت علامت بین صفر تا یک است. هر چه به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال مثبت بودن علامت ضرایب بیشتر و از طرف دیگر، هر چه به صفر نزدیک‌تر باشد، احتمال اینکه رابطه بین متغیر وابسته و مستقل منفی باشد، بیشتر است. با توجه به ضرایب در جدول (۲)، رابطه بین متغیرهای مستقل و شاخص‌های حقوق صاحبان سهام با استفاده از روش BMS مشخص می‌شود که علامت منفی نشان‌دهنده رابطه معکوس است و برعکس.

جدول ۲. تخمین BMA از عوامل موثر بر عبور نرخ ارز

متغیرها	احتمال حضور در الگو	میانگین وزنی توزیع ضرایب پسین	انحراف معیار توزیع ضرایب پسین	علامت ضریب
نرخ ارز	۱/۰۰	۰/۰۰۷	۰	۱/۰۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/٦۹	۰/٥٦	۰/٤۸	۱/۰۰
قیمت جهانی طلا	۰/۲۲	-۰/۰۲	۰/۰٦	۰/۱۱
صادرات	۰/۲	-۰/۲٥	۰/۸٤	۰/۱۱
قیمت نفت	۰/۱٦	۰/۱۷	۰/۷٥	۰/۷٦
واردات	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۷	۰/٤۹
تورم	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۸۲	۰/۹۹
رشد اقتصادی	۰/۱۱	۰/۱۷	۱/۳۸	۰/۸۹
نرخ رشد نقدینگی	۰/۱	۰/۱۳	۱/۰۳	۱/۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ابتدا اگر به نسبت اهمیت متغیرها توجه نکنیم، می‌توان بر اساس ستون دوم و ستون آخر چنین برداشت کرد که از بین تمامی متغیرها فقط قیمت طلا و صادرات رابطه منفی با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران را دارند و سایر متغیرها دارای رابطه مستقیمی با آن هستند. البته واردات در این تخمین چنین برداشت می‌شود که رابطه ثابتی با قیمت سهام را دارا نیست و در بعضی از مدل‌ها می‌تواند مثبت و در بعضی از مدل‌ها می‌تواند رابطه منفی با آن داشته باشد. از لحاظ اهمیت تاثیرگذاری می‌توان گفت همچنان که در

بالا اشاره شده است، در مواردی که PIP<0.50 برای یک متغیر خاص، آن متغیر از نظر آماری بی‌اهمیت تلقی می‌شود. بنابراین، با توجه به احتمالات محاسبه شده در جدول (۲)، تنها دو متغیر قیمت نفت، نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده با فرض توزیع یکنواخت بودن تابع توزیع پیشین که از فروض روش BMS است از نظر آماری معنادار هستند در حالی که متغیرهای باقیمانده این طور نیستند.

در جدول (۱) نشان داده شد که طبق ادبیات مالی رابطه این دو متغیر با شاخص قیمت سهام نامعلوم است، زیرا بسیاری از مطالعات رابطه‌ای منفی و بسیاری دیگر رابطه مثبت برای ارتباط این دو متغیر با قیمت سهام به دست آورده بودند، اما در این تحقیق با رفع این عدم اطمینان نشان داده شده است که رابطه بین این دو متغیر با قیمت سهام مثبت و معنی‌دار است. این یافته با بسیاری مطالعات پیشین کاملا همخوانی دارد (جارنو سبرین و نگروت[1] ۲۰۱۶، ابراهیم و عزیز[2] ۲۰۰۳ و رهماواتی و همکاران[3] ۲۰۲۱).

نکته بعدی ضریب تاثیرگذاری است که با میانگین وزنی توزیع پسین نشان داده شده است که طبق جدول (۲) نرخ ارز برخلاف اینکه مهم‌ترین متغیر از نظر حضور در مدل است، اما تاثیر مثبت بسیار اندک و ناچیزی بر شاخص قیمت سهام ایران دارد در حالی که این اثر برای شاخص قیمت مصرف‌کننده به مراتب بالاتر است و این متغیر رابطه قوی با شاخص قیمت سهام دارد.

در جدول‌های (۳) و (۴) به طور همزمان می‌توان تخمین‌های مربوط به BAS و BMA را مشاهده کرد. نکته حایز اهمیت آن است که تخمین‌های BMA بسیار شبیه نتایج BMS است، اما در روش BAS این شباهت به خصوص در متغیرهای کم اهمیت، کمرنگ‌تر شده است. همانطور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، روش BAS توانایی نشان دادن پنج مدل برتر را با ذکر حضور یا عدم حضور متغیرها دارد که در آن عدد یک نشان‌دهنده حضور و عدد صفر نشان‌دهنده عدم حضور است.

از دیگر نکات بسیار قابل توجه در تفاوت تخمین‌ها، تغییر علامت برخی از متغیرها است که این به نوبه خود قابل توجه و قابل ذکر است. در مدل BMA و BMS فقط قیمت

1. Jareño Cebrián, F., & Negrut, L.
2. Ibrahim, M. H., & Aziz, H.
3. Rohmawati , S., et al.

جهانی طلا و صادرات دارای رابطه منفی با شاخص قیمت سهام هستند، اما در روش BAS واردات نیز این رابطه را به خود می‌گیرد.

جدول ۳. تخمین‌های روش BMA

متغیرها	احتمال حضور در الگو	ضرایب	انحراف معیار
نرخ ارز	۱/۰۰	۰/۰۰۷	۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/٦۹	۰/٥٦	۰/٤۸
قیمت جهانی طلا	۰/۲۲	-۰/۰۲	۰/۰٦
صادرات	۰/۱۹	-۰/۲٤	۰/۸۳
قیمت نفت	۰/۱٦	۰/۱٦	۰/۷٤
واردات	۰/۱٤	۰/۰۱	۰/۷
تورم	۰/۱٤	۰/۱۷	۰/۸۲
رشد اقتصادی	۰/۱۱	۰/۱۷	۱/۳٦
نرخ رشد نقدینگی	۰/۱۱	۰/۱۳	۱/۰٥

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. تخمین‌های روش BMA

متغیرها	احتمال حضور در الگو	ضرایب	مدل‌ها				
			۱	۲	۳	٤	٥
نرخ ارز	۰/۹۹	۰/۰۰۷	۱	۱	۱	۱	۱
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/٦۸	۰/٥٤	۱	۰	۱	۱	۱
قیمت جهانی طلا	۰/۱۸	-۰/۰۱	۰	۰	۱	۰	۰
صادرات	۰/۱٤	-۰/۱۸	۰	۰	۰	۱	۰
قیمت نفت	۰/۱	۰/۱۱	۰	۰	۰	۰	۰
واردات	۰/۰۹	-۰/۰۱	۰	۰	۰	۰	۱
تورم	۰/۰۸	۰/۱۱	۰	۰	۰	۰	۰
رشد اقتصادی	۰/۰٦	۰/۰۹	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ رشد نقدینگی	۰/۰٦	۰/۰۸	۰	۰	۰	۰	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که گفته شد روش BAS توانایی نشان دادن ۵ مدل برتر را دارد. در این مدل‌ها فقط حضور یا عدم حضور متغیرها را می‌توان مشاهده کرد. طبق جدول (۴) دو متغیر اصلی؛ یعنی نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده تقریبا در هر ۵ مدل حضور دارند، اما سایر متغیرها حضور بسیار کمرنگی را در مدل‌ها دارند همین اتفاق در روش BMS نیز امکان پذیر است.

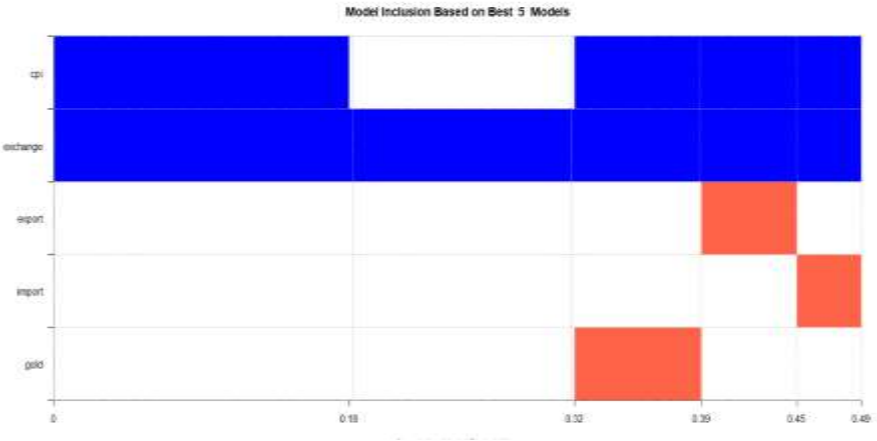
یکی از نقاط قوت BMS نسبت به دو مدل دیگر توانایی ارائه ضریب متغیرها برای همه مدل‌هایی است که توانایی تعریف فضای نمونه و نیز توانایی محاسبه درجه توضیح‌دهندگی مدل‌ها در تمام فضای نمونه‌گیری را دارند. در جدول (۵) سعی شده تا هر ۵ مدل برتر نشان داده شود. در نتیجه چنانچه می‌توان در نمودار (۱) دید، شکل رنگ آبی نشان‌دهنده رابطه مثبت، رنگ قرمز بیانگر رابطه منفی و رنگ سفید نشان‌دهنده عدم ارتباط است. بدیهی است متغیرهایی که در این ۵ مدل فاقد ارتباط با شاخص قیمت سهام بوده‌اند در جدول پایین شکل ضریب صفر در هر ۵ مدل را دارد و در شکل نیز نرم‌افزار آن را در خروجی لحاظ نکرده است.

جدول ۵. تخمین‌های روش BMA

متغیرها					
نرخ رشد نقدینگی	۰	۰	۰	۰	۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۶۰	۰	۰/۹۹	۰/۸۹	۰/۸۵
قیمت جهانی طلا	۰	۰	۰	-۰/۰۹	۰
واردات	۰	۰	۰	۰	-۰/۹۴
رشد اقتصادی	۰	۰	۰	۰	۰
تورم	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ ارز	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷
صادرات	۰	۰	۰	-۰/۸۴	۰
قیمت نفت اوپک	۰	۰	۰	۰	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار۱. تخمین‌های روش BMA



ماخذ: یافته‌های پژوهش

در این تخمین نیز همانند تخمین BAS دو متغیر اصلی بیشترین حضور را در ۵ مدل اصلی دارند. چنانچه گفته شد این روش توانایی تخمین درجه توضیح‌دهندگی مدل در تمام فضای نمونه‌گیری را دارد؛ برای مثال، در اولین مدل از سمت چپ که مهم‌ترین مدل دو متغیر است، این انتظار می‌رود که تشریح مدلی با دو متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده بتواند ۱۸ درصد از کل فضای تخمین را به خود اختصاص دهد. یا در مدل بعدی با یک متغیر که از مهم‌ترین مدل‌های تک متغیر است، می‌توان انتظار داشت که یک مدل با فقط یک متغیرتوضیحی نرخ ارز بتواند ۱۴ درصد از فضای تخمین ما را تقریب بزند و به همین ترتیب همانطور که در جدول (۵) می‌بینیم پنج مدل برتر می‌تواند چیزی حدود ۵۰ درصد کل تخمین‌های مختلف را شامل شود.

یکی دیگر از روش‌های جدیدی که به تازگی برای تخمین تعداد و مشخص کردن متغیرها در مدل‌های متفاوت رایج شده، الگوی انتخاب بهینه مدل است. این روش تحت دستور VSELECT در نرم‌افزار Stata برای رگرسیون‌هایی که احتمال می‌رود غیرنرمال یا نوع ساختار آن‌ها مشخص نیست، طراحی شده است. الگوریتم به کار رفته در این روش هم شبیه به BMA، یعنی روش عقب‌نگر و یا می‌تواند یک روش جلونگر باشد؛ به این ترتیب که ابتدا تمامی مدل‌های ممکن را در خود اجرا می‌کند، سپس به ترتیب شروع به حذف مدل‌هایی با احتمال پایین می‌کند تا آنکه به یک بهینه در هر سطح از متغیر برسد. پس از

آنکه مدل‌های بهینه انتخاب شدند، معیارهای تصمیم‌گیری برای هر مدل نیز ارائه می‌شوند که شامل BIC, AIC, AICC و R^2 تعدیل یافته است. برای مقایسه این آماره‌ها در همه آن‌ها بجز R^2 تعدیل یافته باید کمترین مقدار باشد، اما در مورد R^2 باید بیشترین مقدار در بین تمامی مدل‌های ارائه شده باشد. البته همواره یک مدل همه این شرایط را دارا نیست. در این حالت باید محقق تصمیم بگیرد که بر اساس کدام معیار تصمیم خواهد گرفت یا آنکه انتخاب متغیرها را در بین مدل‌هایی محدود کند که این معیارها را مشخص کرده‌اند.

در حقیقت، بهترین حالت زمانی اتفاق می‌افتد که جواب این روش تا حد زیادی با روش بیزین همپوشانی داشته باشد. طبق جدول (۶) بهترین مدلی که شامل یک متغیر باشد زمانی است که آن متغیر نرخ ارز باشد و بهترین مدل دو متغیره شامل نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده است. در میان ۹ مدلی که برای تخمین بهترین ۹ مدلی که با ۹ متغیر این تحقیق ایجاد می‌شود از لحاظ آماره‌های مختلف، متفاوت است، اما به طور کلی چناچه مشخص است جواب این روش بسیار نزدیک به روش بیزین است؛ زیرا در انتخاب مدل‌های یک و دو متغیر کاملا شبیه بیزین عمل می‌کند و در هر سه مدل سه و چهار و پنج نیز در روش BMS طبق جدول (۶) تخمین زده شده است در نتیجه نشان می‌دهد که جواب‌های دو روش قابل اعتماد هستند.

روش بعدی برای انتخاب متغیرهای تاثیرگذار در مدل‌های متفاوت، روش WALS است. چناچه گفته شد این روش تا حدی برطرف‌کننده دو نقطه ضعف بیزین بوده که اولی پیچیدگی تخمین و دیگری یکنواخت در نظر گرفتن تابع توزیع پیشین، است. در این روش براساس مطالعات پیشین نوع انتخاب متغیرها بر اساس ضریب آزمون t است. نتایج این آزمون در جدول (۷) نشان داده شده‌اند.

طبق ادبیات این روش زمانی متغیر از اهمیت بالایی برخوردار است که ضریب آزمون t آن از دو بیشتر شود. طبق همین اصل همانطور که در جدول (۷) قابل مشاهده است در این روش نیز همانند بیزین به ترتیب دو متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشترین اهمیت را برای اثرگذاری بر شاخص قیمت سهام ایران دارند و نرخ ارز رابطه ضعیفی با شاخص قیمت سهام دارد که این خود از استحکام نتایج بیزین خبر می‌دهد؛ زیرا نه تنها ترتیب اهمیت این دو متغیر، بلکه علامت ضریب آن‌ها نیز یکسان است. البته در این روش متغیر

قیمت جهانی نفت نیز تا حد کمی می‌تواند تاثیرگذار باشد. در این روش نیز رابطه میان قیمت نفت و شاخص قیمت سهام مثبت است؛ هرچند اثر آن بسیار کم خواهد بود.

جدول ٦. تخمین‌های مربوط به انتخاب الگوی بهینه

برترین مدل‌ها	تعداد متغیرهای حاضر در مدل			
۱: برترین مدل با یک متغیر	نرخ ارز			
۲: برترین مدل با دو متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده			
۳: برترین مدل با سه متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا			
٤: برترین مدل با چهار متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا، صادرات			
٥: برترین مدل با پنج متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا، صادرات، قیمت نفت			
٦: برترین مدل با شش متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا، صادرات، قیمت نفت، واردات			
۷: برترین مدل با هفت متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا، صادرات، قیمت نفت، واردات، تورم			
۸: برترین مدل با هشت متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا، صادرات، قیمت نفت، واردات، تورم، نرخ رشد			
۹: برترین مدل با نه متغیر	نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا، صادرات، قیمت نفت، واردات، تورم، نرخ رشد، نرخ رشد پول گسترده			
معیار برای انتخاب	AIC	BIC	AICC	R^2 Adj
انتخاب بهترین مدل بر اساس معیارهای شناسایی	مدل پنجم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل ششم

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. تخمین‌های مربوط به روش WALS

متغیرها	آماره t	ضرایب	انحراف معیار
نرخ ارز	۹/۲۲	۰/۰۰٦	۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	٥/۰٤	۱/۱٦	۰/۲۳
قیمت جهانی طلا	-۱/۸۲	-۰/۱٥	۰/۰۸
صادرات	-۱/۲٥	-۲/۳۷	۱/٥۷
قیمت نفت	۱/٤٦	۱/۷۷	۱/۲۱
واردات	۱/۱٦	۲/۲۱	۱/۹۱
تورم	۱/۱۲	۱/۷۷	۱/٥۷
رشد اقتصادی	۰/۱۳	۰/۳۹	۳/۰٥
نرخ رشد نقدینگی	۰/۸٤	۱/۸٤	۲/۱۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بازارهای سهام برای تخصیص کارآمد منابع سرمایه، پایه‌ای ضروری برای یک اقتصاد موفق و رشد اقتصادی حیاتی هستند. عدم قطعیت‌ها و سقوط‌های گاه به گاه بازار سهام نه تنها منجر به از دست دادن ثروت و اعتماد مصرف‌کننده می‌شود، بلکه تخصیص کارآمد منابع سرمایه را مختل می‌کند.

در سالیان اخیر محققان جنبه‌های مختلف بازارهای سهام را با استفاده از روش‌های پیچیده‌تر مورد مطالعه قرار داده‌اند. تجزیه و تحلیل رفتار قیمت سهام و ارتباط آن‌ها با سایر طبقات دارایی همچنان کانون تحقیقات در اقتصاد مالی است. تمایل سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران برای اطلاعات بیشتر، نیروی محرکه‌ای است که محققین را در این تلاش انگیزه می‌دهد.

در حقیقت هر یک از این تحقیقات با استفاده مدل‌ها و مجموعه‌های متغیر متفاوتی صورت گرفته است. این خود باعث شده تا هر یک از این تحقیقات جواب‌هایی متفاوت را بر اساس مدل مورد نظر و متغیرهای انتخاب شده به دست آورند و این خود باعث می‌شود تا عدم اطمینانی در مورد جواب‌های هر تحقیق به وجود آید. در همین راستا در این پژوهش سعی شده تا با استفاده از مدل‌هایی این عدم قطعیت را شناسایی کرده و به حداقل برساند و ارتباط ۹ متغیر کلان اقتصادی را با شاخص بازار سهام کشور ایران برای سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹ تخمین زده شود.

مدل‌های انتخابی در این تحقیق شامل ۳ میانگین‌گیری مدل بیزین، حداقل مربعات متوسط وزنی و روش انتخاب بهینه مدل است. نتایج میانگین‌گیری بیزین با سه روش BMA, BAS, BMS نشان داد که دو متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده دارای بیشترین احتمال برای اثرگذاری بر شاخص قیمت سهام بودند که رابطه آن‌ها با این شاخص کاملا مثبت است، اما در مورد اثرگذاری می‌توان گفت که نرخ ارز اثر بسیار ناچیزی بر شاخص قیمت سهام دارد. همچنین شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر نسبتا بالایی را دارا است. استفاده از همین مجموعه داده با روش WALS نیز همین یافته را تایید کرد که نشان می‌دهد روش بیزین درست و قابل اعتماد است. در ادامه با استفاده از روش یافتن مدل‌های

بهینه سعی در تحلیل مدل‌های پیشنهادی V-select شد که این روش تا حد بالایی جواب تخمین این متد همانند روش BMS بود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Saman Hatamerad https://orcid.org/0000-0002-2344-1541
Bahram Adrangi https://orcid.org/0000-0002-3459-528X
Hossein Asgharpur https://orcid.org/0000-0002-1440-8977
Jafar Haghighat https://orcid.org/0000-0002-5470-5220

منابع

اسلاملوییان، کریم، و زارع، هاشم. (۱۳۸۵). بررسی تاثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۹)، ۱۷-۴۶.

اصغرزاده، مهدی، سلیمی، محمدجواد و پیمانی فروشانی، مسلم. (۱۳۹۸). رابطه متغیرهای بنیادی شرکت، قیمت‌های تاریخی و متغیرهای کلان اقتصادی با حرکت‌های قیمت سهام. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)*، ۱۰(۳۹)، ۲۱۹-۲۳۳.

ابونوری، اسماعیل و ضیاالدین، حامد. (۱۳۹۹). بازدهی و تلاطم بین قیمت جهانی نفت و شاخص بازار سهام کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی* ، ۱۴(۱)، ۲۴-۱.

پورعبادالهان کویچ، محسن، اصغرپور، حسین و ذوالقدر، حمید. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای صادرکننده نفت: رویکرد هم انباشتگی. *فصلنامه تحلیل های اقتصادی توسعه ایران*، ۲(۴)، ۶۱-۸۶. doi: 10.22051/edp.2015.2072

رضازاده، ع. (۱۳۹۵). تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل GARCH-X. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۲)، ۱۲۱-۱۳۶.

حاتم راد، سامان، حقیقت، جعفر، اصغرپور، حسین و آدرنگی، بهرام. (۱۴۰۱). ارزیابی عوامل کلان موثر بر شاخص قیمت سهام : رویکرد میانگین‌گیری بیزین. *فصلنامه سیاست‌های مالی واقتصادی*، ۱۰ (۳۷)، ۷۳-۱۱۱.

زرانژاد، منصور و معتمدی، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲(۴۶)، ۱۰۱-۱۱۶.

صمدی، سعید، شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش‌بینی). *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، ۴(۲ (پیاپی ۱۳))، ۵۲-۲۵.

موسایی، میثم، نادر مهرگان و امیری، حسین. (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان، اقتصادی در ایران. فصلنامه *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، (۵۴)، ۹۴-۷۳. http://qjerp.ir/article-1-238-fa.html

مقدم، محمدرضا و سزاوار، محمدرضا. (۱۳۹۴). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص بورس اوراق بهادار. *فصلنامه بررسی‌های بازرگانی*، ۱۳(۷۵)، ۱۲-۱.

References

Abu Nouri, E. & Ziauddin, H. (2019). Yield and volatility between world oil price and stock market index of OPEC member countries. *Economic Modeling Quarterly, 14(1)*, 1-24. [In Persian]

Akbar, M., Khan, S. A., & Khan, F. (2012). The relationship of stock prices and macroeconomic variables revisited: Evidence from Karachi stock exchange. *African Journal of Business Management*, *6*(4), 1315-1322.

Al-Sharkas, A. (2004). the dynamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian stock market. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, *1*, 1.

Asgharzadeh, M., Salimi, M. J. & Peymani Forushani, M. (2018). The relationship between the company's fundamental variables, historical prices and macroeconomic variables with stock price movements. *Quarterly Journal of Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management), 10(39)*, 219-233. [In Persian]

Bhunia, A., & Mukhuti, S. (2013). The impact of domestic gold price on stock price indices-An empirical study of Indian stock exchanges. *Universal Journal of Marketing and Business Research*, *2(2)*, 35-43.

Bin Amin, M. F., & Rehman, M. Z. (2022). Asymmetric Linkages of Oil Prices, Money Supply, and TASI on Sectoral Stock Prices in Saudi Arabia: A Non-Linear ARDL Approach. *SAGE Open*, *12*(1), 21582440211071110.

Celebi, K., & Hönig, M. (2019). The impact of macroeconomic factors on the German stock market: Evidence for the crisis, pre-and post-crisis periods. *International Journal of Financial Studies*, *7*(2), 18.

Chang, B. H., Meo, M. S., Syed, Q. R., & Abro, Z. (2019). Dynamic analysis of the relationship between stock prices and macroeconomic variables: An empirical study of Pakistan stock exchange. *South Asian Journal of Business Studies*, *8*(3), 229-245.

Chaudhuri, K., & Smiles, S. (2004). Stock market and aggregate economic activity: evidence from Australia. *Applied Financial Economics*, *14*(2), 121-129.

Chen, N. F. (1991). Financial investment opportunities and the macroeconomy. *The Journal of Finance*, *46*(2), 529-554.

Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.

Danilov, D., & Magnus, J. R. (2004). On the harm that ignoring pretesting can cause. *Journal of Econometrics*, *122*(1), 27-46.

Davidson, I., & Fan, W. (2006, September). When efficient model averaging out-performs boosting and bagging. In *European Conference on Principles of Data Mining and Knowledge Discovery* (pp. 478-486). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

De Luca, G., & Magnus, J. R. (2011). Bayesian model averaging and weighted-average least squares: Equivariance, stability, and numerical issues. *The Stata Journal*, *11*(4), 518-544.

Elangkumaran, P., & Navaratnaseel, J. (2021). Macroeconomic variables and stock prices: A study of Colombo Stock Exchange (CSE) in Sri Lanka. *Available at SSRN 3886450*.

Eslamloian, K. & Zare, H. (2006). Investigating the impact of macro variables and alternative assets on stock prices in Iran: an autocorrelated model with distributive breaks. *Iranian Journal of Economic Research*, *8(29)*, 17-46. [In Persian]

Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of financial economics*, *5*(2), 115-146.

Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). Model uncertainty in cross-country growth regressions. *Journal of applied Econometrics*, *16*(5), 563-576.

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International review of financial analysis*, *20*(3), 152-164.

Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment management and financial innovations*, (3, Iss. 4), 89-101.

Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The journal of Finance*, *38*(1), 1-33.

Hatem Rad, S., Haqiqat, J., Asgharpour, H. & Aderangi, B. (1401). Evaluating macro factors affecting stock price index: Bayesian averaging approach. *Financial and Economic Policy Quarterly, 10 (37),* 73-111. [In Persian]

Hashmi, S. M., Chang, B. H., & Bhutto, N. A. (2021). Asymmetric effect of oil prices on stock market prices: New evidence from oil-exporting and oil-importing countries. *Resources Policy*, *70*, 101946.

Hoeting, J. A., Madigan, D., Raftery, A. E., & Volinsky, C. T. (1999). Bayesian model averaging: a tutorial (with comments by M. Clyde, David Draper and EI George, and a rejoinder by the authors. *Statistical science*, *14*(4), 382-417.

Hsing, Y. (2011). Impacts of macroeconomic variables on the US stock market index and policy implications. *Economics Bulletin*, *31*(1), 883-892.

Humpe, A., & Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied financial economics*, *19*(2), 111-119.

Ibrahim, M. H., & Yusoff, S. W. (2001). Macroeconomic variables, exchange rate and stock price: A Malaysian perspective. *International Journal of Economics, Management and Accounting*, *9*(2).

Ibrahim, M. H., & Aziz, H. (2003). Macroeconomic variables and the Malaysian equity market: A view through rolling subsamples. *Journal of economic studies*, *30*(1), 6-27.

Jareño, F., & Negrut, L. (2016). US stock market and macroeconomic factors. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, *32*(1), 325-340.

Jeffreys, H. (1998). *The theory of probability*. OuP Oxford.

Kalyanaraman, L., & Tuwajri, B. (2014). Macroeconomic forces and stock prices: Some empirical evidence from Saudi Arabia. *International journal of financial research*, *5*(1).

Kaplan, D., & Lee, C. (2018). Optimizing prediction using Bayesian model averaging: Examples using large-scale educational assessments. *Evaluation review*, *42*(4), 423-457.

Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American statistical association*, *90*(430), 773-795.

Kaur, J., & Chaudhary, R. (2022). Relationship between macroeconomic variables and sustainable stock market index: an empirical analysis. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1-18.

Khan, M. K., Teng, J. Z., Khan, M. I., & Khan, M. F. (2023). Stock market reaction to macroeconomic variables: An assessment with dynamic autoregressive distributed lag simulations. *International Journal of Finance & Economics*, *28*(3), 2436-2448.

Khan, M. N., & Zaman, S. (2012). Impact of macroeconomic variables on stock prices: Empirical evidence from Karachi Stock Exchange, Pakistan. In *Business, Economics, Financial Sciences, and Management* (pp. 227-233). Springer Berlin Heidelberg.

Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International economic review*, *50*(4), 1267-1287.

Leamer, E. E. (1978). Specification searches: Ad hoc inference with nonexperimental data. *(No Title)*.

Mawardi, I., Widiastuti, T., & Sukmaningrum, P. S. (2019). The impact of macroeconomic on Islamic stock prices: Evidence from Indonesia. *KnE Social Sciences*, 499-509.

Maysami, R. C., & Koh, T. S. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics & Finance*, 9(1), 79-96.

Madigan, D., & Raftery, A. E. (1994). Model selection and accounting for model uncertainty in graphical models using Occam's window. *Journal of the American Statistical Association*, *89*(428), 1535-1546.

Min, C. K., & Zellner, A. (1993). Bayesian and non-Bayesian methods for combining models and forecasts with applications to forecasting international growth rates. *Journal of Econometrics*, *56*(1-2), 89-118.

Mishkin, F. S. (2012). The Economics of Money, Banking and Financial Markets (The Pearson Series in Economics).

Moghadam, M. R. & Sezavar, M. R. (2014). Investigating the relationship between macroeconomic variables and the stock market index. *Business Review Quarterly, 13(75*), 1-12. [In Persian]

Mousai, M., Mehrgan. N. & Amiri, H. (2010). The relationship between the stock market and macro-economic variables in Iran. *Economic Research and Policy Quarterly,* (*54*), 73-94. [In Persian]
DOI: http://qjerp.ir/article-1-238-fa.html.

Nonejad, N. (2021). Predicting equity premium by conditioning on macroeconomic variables: A prediction selection strategy using the price of crude oil. *Finance Research Letters*, *41*, 101792.

Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy economics*, *30*(5), 2587-2608.

Peiro, A. (2016). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence. *International Review of Economics & Finance*, *41*, 287-294.

Pethe, A., & Karnik, A. (2000). Do Indian stock markets matter? Stock market indices and macro-economic variables. *Economic and political weekly*, 349-356.

Pour'Ebadollahan Kovich, M., Asgharpour, H. & Zolqader, H. (2013). Investigating the relationship between stock prices and exchange rates in oil exporting countries: a co-accumulation approach. Economic analysis of Iran's development, *2(4)*, 61-86. [In Persian] DOI: 10.22051/edp.2015.2072

Raftery, A.E. (1995). Bayesian model selection in social research (with discussion). In Marsden, P.V., editor, *Sociological Methodology*, 111-195. Blackwells Publishers, Cambridge.

Rezazadeh, A. (2015). The Impact of Macroeconomic Variables on Tehran Stock Market Returns Volatility: GARCH-X Approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, *3(2)*, 121-136. [In Persian]

Rogalski, R. J., & Vinso, J. D. (1977). Stock returns, money supply and the direction of causality. *The Journal of finance*, *32(4)*, 1017-1030.

Rohmawati, S., Mutmainnah, M., Asas, F., & Khasanah, U. (2022). Analysis Of The Effect Of The Rupiah Exchange, World Oil Price, World Gold Price On The Joint Stock Price Index In The Indonesia Stock Exchange. *International Journal of Science, Technology & Management*, *3*(1), 153-166.

Samadi, S., Shirani Fakhr, Z. & Davarzadeh, M. (2007). Investigating the effectiveness of stock price index of Tehran Stock Exchange on global oil and gold prices (modeling and forecasting). *Quantitative Economics Quarterly (Economic Surveys)*, 4(2 (consecutive 13)), 25-52. [In Persian]

Sheikh, U. A., Asad, M., Ahmed, Z., & Mukhtar, U. (2020). Asymmetrical relationship between oil prices, gold prices, exchange rate, and stock prices during global financial crisis 2008: Evidence from Pakistan. *Cogent Economics & Finance*, *8(1)*, 1757802.

Smith, G. (2001). The price of gold and stock price indices for the United States. *The World Gold Council*, *8(1)*, 1-16.

Suhartini, C. D., & Widoatmodjo, S. (2022, May). The Influence of Interest Rates, Exchange Rates, and Money Supply on Jakarta Composite Index (JCI). In *Tenth International Conference on Entrepreneurship and Business Management 2021 (ICEBM 2021)* (pp. 26-29). Atlantis Press.

Singh, T., Mehta, S., & Varsha, M. S. (2011). Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan. *Journal of economics and international finance*, *3*(4), 217.

Thakolsri, S. (2021). Modeling the relationships among gold price, oil price, foreign exchange, and the stock market index in Thailand. *Investment Management and Financial Innovations*, *18*(2), 261-272.

Wang, X. (2011). Relationship betwiin stock market volatility and macroeconomic volatility: evidence from China.

Zellner, A. (1986). On assessing prior distributions and Bayesian regression analysis with g-prior distributions. *Bayesian inference and decision techniques*.

Zeranjad, M. & Motamedi, S. (2011). Investigating the relationship between macroeconomic variables and total stock price index in Tehran Stock Exchange. *Economic Research Quarterly, 12(46)*, 101-116. [In Persian]

استناد به این مقاله: حاتم‌راد، سامان، آدرنگی، بهرام، اصغرپور، حسین، حقیقت، جعفر. (۱۴۰۲). بررسی تاثیر گذاری عوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بازار بورس ایران با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، *۲۸ (۹۵)*، ۱۹۳-۲۳۶.

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

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 28, Issue 95, Summer 2023, 237-277
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71275.1158

ATU PRESS

Original Research
Received: 30/11/2022
Accepted: 22/05/2023
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

The Interactive Effect of Globalization and Entrepreneurship on Women's International Migration

Abolfazl Shahabadi * Professor of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Farideh Arefkhani M.A. in Entrepreneurship Management, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Maryam Aliyari M.A. in Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Abstract

Migration is a global phenomenon that is driven by a variety of reasons, which can be categorized as *push* and *pull* factors. Push factors refer to negative circumstances that compel individuals to leave their country of origin and seek a better life elsewhere. In contrast, pull factors are positive conditions that attract individuals to a particular destination. These may include better job opportunities, greater security, better healthcare, and improved educational opportunities. It is important to note that the push and pull factors that influence migration can vary depending on an individual's characteristics.

In recent decades, one of the most significant developments in migration in developing countries has been the increasing participation of women in migration flows, including their growing

* Corresponding Author: a.shahabadi@alzahra.ac.ir
How to Cite: Shahabadi, A., Arefkhani, F., Aliyari, M. (2023). The Interactive Effect of Globalization and Entrepreneurship on Women's International Migration. *Iranian Journal of Economic Research, 28 (95),* 237- 277.

independent migration to developed countries. Women represent a significant portion of human capital in these communities, so their involuntary migration can have negative impacts on the development process. It is thus crucial to identify and understand the underlying factors of women's migration, which can inform appropriate policies to address the issue. The present study used experimental data from 28 developing countries and the generalized method of moments (GMM) to examine the interactive effect of globalization and entrepreneurship on women's international migration during 2011–2020. The results indicated that improving women's entrepreneurial conditions has a significantly negative impact on international migration, while increasing the level of education and poverty index can have a significantly positive impact. However, the social, political, and economic aspects of globalization moderate the negative effect of entrepreneurship on women's international migration. In other words, with the reduction of barriers and geographical boundaries, women are more willing to engage in entrepreneurship and gain new job experiences in a different country. Moreover, improving the index of gender equality and individual freedoms in the country can have a significantly negative effect on the process of international migration of women. Policymakers can reduce migration by improving gender equality and individual freedoms, revising laws and regulations related to women's business space, and supporting entrepreneurship.

1. Introduction

It is crucial to understand the gender complexities surrounding women's international migration to maximize the benefits of migration for women— who constitute half of the migrant population—and to minimize its socio-economic costs for them, their families, and their countries of origin. This understanding can also help prevent negative consequences in immigration destinations. Women often migrate internationally to escape social restrictions or

to improve their families' living conditions and provide a better prospect for their children. However, excessive migration, especially among young women with high education and skills who are in their reproductive age, can have dangerous consequences, such as exacerbating the demographic crisis, destabilizing the family foundation, and reducing economic growth at the national level.

The history of independent international migration of women, separate from men and families, only dates back to the last few decades. Therefore, a comprehensive understanding of the reasons behind this phenomenon requires consideration of the new and emerging variables affecting human society and women's lives. One such variable is globalization, which eliminates geographical borders and allows for the free flow of ideas, goods, services, and capital.

In addition to eliminating geographical borders, globalization has facilitated the movement of people and labor between different countries, which has also affected women's international migration.

In addition to eliminating geographical borders, globalization has facilitated the movement of people and labor between different countries, which has also affected women's international migration.

Furthermore, the growth of women's economic participation and entrepreneurship has increased their material independence, which has influenced their international migration. Finally, increasing the degree of social, economic, and political globalization of countries by providing the ground for women's entrepreneurship can also affect their international migration.

The structural approach emphasizes that women's migration is influenced by a variety of factors, each with varying degrees of effectiveness. Moreover, the economic, social, and political structures of the host society play a significant role in women's decision-making regarding international migration. Women's income and financial independence are crucial factors in their decision to migrate, which is directly influenced by women's entrepreneurship. In fact, entrepreneurial power enables women to take advantage of

opportunities in different parts of the world. Entrepreneurship is the basic driver of social health and wealth and a powerful engine of economic growth that promotes the necessity of innovation. Entrepreneurship is not only necessary to take advantage of new opportunities, improve productivity, and create employment but also to address some of the biggest challenges of society (Women's Entrepreneurship Report, 2021). Innovative women entrepreneurs bring new solutions to the market with new sources of value that are not provided by competitors. International entrepreneurs outside their national borders also contribute to the global competitiveness of their country's economy.

2. Materials and Methods

The study used multivariate regression analysis, a panel data approach, the generalized method of moments (GMM), and Stata software to estimate the interactive effect of globalization and entrepreneurship on women's international migration. The statistical population of the study consisted of 28 developing countries used as the study sample. The model included the women's international migration index as the dependent variable, while social, political, and economic globalization, women's education, economic misery index, gender equality, and individual freedoms were considered as explanatory variables and effective factors of women's migration.

3. Results and Discussion

The research model utilized in this study is a panel data type, which provides a more efficient estimation by limiting the problem of heterogeneity of variance, reducing collinearity between variables, and increasing the degree of freedom compared to cross-sectional data and time series (Baltaji, 2005). In addition, the present research model can be considered as dynamic according to De Brau (2019) and Sultana and Fatima (2017), where the dependent variable intercept

appears as an explanatory variable on the right side of the equation. The mathematical expression of the model is as follows:

$$\begin{aligned} ln\,(IMW_{it}) = {} & \beta_0 + \beta_1 ln\,(IMW_{it-1}) + \beta_2 ln\,(SG_{it}) + \beta_3 ln\,(PG_{it}) \\ & + \beta_4 ln\,(EG_{it}) + \beta_5 ln\,(WENT_{it}) + \beta_6 ln\,(WEDU_{it}) \\ & + \beta_7 ln\,(EM_{it}) + \beta_8 ln\,(GE_{it}) + \beta_9 ln\,(PF_{it}) \\ & + U_{it} \end{aligned}$$

The dependent variable of the model is International Migration of Women (MW_{it}), and the explanatory variables include social (SG_{it}), political (PG_{it}), and economic (EG_{it}) globalization, Women's Entrepreneurship ($WENT_{it}$), Women's Education ($WEDU_{it}$), Economic Misery index (EM_{it}), Gender Equality (GE_{it}), and Personal Freedoms (PF_{it}).

This research used a dynamic panel data model in which the dependent variable appears as an explanatory variable with an interval on the right side, a correlation is created between the disturbance component and the mentioned variable, and the estimation results are skewed. Therefore, the GMM was used to estimate the variables. This method does not require detailed information on the distribution of disturbance sentences, based on the assumption that the disturbance sentences in equations with a set of instrumental variables are not correlated. Two tests were conducted to ensure the suitability of GMM for model estimation. The Sargan test was used to test the validity of instrumental variables. A Sargan statistical probability value greater than 5% indicates the non-correlation of the instruments with the disturbance components, and hence, the instruments used in the estimation are valid. Second, the first-order AR(1) and second-order AR(2) residual correlation tests were employed. The results indicated that there is first-order serial correlation in all cases of estimation of disturbance sentences, but there is not second-order serial correlation or clear distortion.

Table 1. Estimation results of the research model

Dependent variable: International migration of women	First State		Second State	
Explanatory Variables▼	Coefficient	t Statistic	Coefficient	t Statistic
LnIMW (-1)	0/192	6/043	0/187	6/006
LnSG	0/158	3/461	---	---
LnPG	0/035	2/412	---	---
LnEG	0/163	3/956	---	---
LnWENT	-0/179	-4/208	---	---
LnSG*WENT	---	---	0/102	3/718
LnPG*WENT	---	---	0/061	2/256
LnEG*WENT	---	---	0/147	3/480
LnWEDU	0/231	3/165	0/224	3/114
LnEM	0/058	2/026	0/061	2/017
LnGE	-0/351	-5/387	-0/346	-5/512
LnPF	-0/190	-4/914	-0/186	-4/968
Sargan test statistic	6/03	0/608	6/175	0/612
AR(1)	0/057	0/000	0/053	0/000
AR(2)	0/30	0/691	0/31	0/703
Number of obs	228		228	
Number of group	8		8	
Obs per group	28		28	

4. Conclusion

As economic, social, and political globalization increased in selected countries, so did the migration of women. The dissolution of geographical borders, the inability of developing economies to compete with developed counterparts, the disappearance of subcultures, and the familiarity of women with the culture and language of the destination countries all contributed to the increase in women's international migration. Moreover, extroversion in foreign policy and the conclusion of understandings and bilateral/multilateral agreements of regional and international organizations for regular, easy, quick, and low-cost legal migration procedures also play a role

in this context. The increasing trend of migration of skilled and expert women from developing countries to developed countries often results in improved employment opportunities, greater material benefits, and higher social status for these women.

The establishment of entrepreneurship as a viable career path for women, along with equal business opportunities as men, and the ability to implement women's creative plans and ideas in developing countries, could lead to their strong presence as valuable members of society. This, in turn, would strengthen women's self-confidence and motivation to migrate, while also reducing the push factors for emigration.

Gender equality in the home country can increase women's hope of achieving a better life and reduce their desire to migrate abroad. In addition, individual freedoms in the home country can strengthen women's desire to stay and work towards achieving greater freedom and a more liberal culture that aligns with their desires and aspirations. Improving the educational system, such as a one percent increase in enrollment in the third middle school, is an important factor in promoting social mobility for women since it provides opportunities for the development of individual talents, higher income, better social status, and improved living conditions, which can encourage women to migrate. Other factors leading to an increase in women's migration include the decline in economic performance, economic difficulties, and a rise in the misery index in the home country, along with the expectation of a better situation in destination countries.

The interactive effect of globalization and entrepreneurial environment on women's international migration in the selected countries was found to be significantly positive. However, the lack of positive and constructive effects of social, political, and economic globalization on women's entrepreneurship has moderated the reducing effect of entrepreneurship on international migration. Globalization has actually made it more likely for women

entrepreneurs to seek business opportunities abroad, thus increasing their migration.

Keywords: Women, International Migration, Globalization, Entrepreneurship
JEL Classification: J16, F22, F60, L26.

.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۸، شماره ۹۵، تابستان ۱۴۰۲، ۲۳۷-۲۷۷

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2023.71275.1158

تاثیر تعاملی جهانی شدن و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب

ابوالفضل شاه‌آبادی* استاد گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

فریده عارفخوانی کارشناسی ارشد مدیریت کارآفرینی، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

مریم علی یاری دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۰۱

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

چکیده

از مهم‌ترین تحولات مهاجرتی در کشورهای در حال توسعه، افزایش نقش زنان در جریان مهاجرت‌های مستقل آنان به کشورهای توسعه یافته است. با توجه به اینکه مهاجرت بی‌رویه زنان به عنوان نیمی از سرمایه‌های انسانی کشورهای در حال توسعه می‌تواند بر فرآیند نیل به توسعه آن‌ها اثر منفی بگذارد، ضرورت دارد عوامل موثر بر این پدیده، شناسایی تا امکان سیاست‌گذاری مناسب در این خصوص فراهم شود. در تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های تجربی ۲۸ کشور در حال توسعه و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، تاثیر تعاملی جهانی شدن و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۱ را بررسی و نتایج نشان داد که جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر مثبت و معناداروکارآفرینی تاثیر منفی و معناداری دارد. علاوه بر این، جهانی شدن اثر منفی کارآفرینی را تعدیل می‌کند. به عبارت بهتر با کاهش مرزبندی‌های جغرافیایی زنان تمایل بیشتری به کارآفرینی و کسب تجربیات شغلی جدید در مکانی متفاوت از کشور خود دارند. هر چند افزایش میزان تحصیلات زنان و شاخص فلاکت نیز بر مهاجرت بین‌المللی آنان تاثیر مثبت و معنادار را نشان می دهد، اما بهبود شاخص برابری جنسیتی و آزادی‌های فردی در کشور بر روند مهاجرت تاثیر منفی و معناداری دارد. از این رو، شایسته است در سیاست‌های کلان با ارتقای شاخص‌های برابری جنسیتی، بازنگری قوانین و مقررات فضای کسب و کار زنان، فراهم‌سازی و حمایت کارآفرینی برای حضور در بازار کار و فعالیت‌های اقتصادی در مسیر توسعه کشور و خلق و تربیت نسلی پیشرو در علوم و فنون برتر گام برداشت.

واژگان کلیدی: زنان، مهاجرت بین‌المللی، جهانی شدن، کارآفرینی

طبقه‌بندی JEL: J16، F22، F60، L26.

* نویسنده مسئول: a.shahabadi@alzahra.ac.ir

۱. مقدمه

درک پیچیدگی‌های جنسیتی مهاجرت بین‌المللی زنان از اهمیت بالایی برخوردار است و می‌تواند مزایای مهاجرت را برای زنان به عنوان نیمی از جمعیت مهاجران افزایش دهد و از تحمیل هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی بر آنان و خانواده‌هایشان و همچنین کشورهای مبدا و مقصد مهاجرت جلوگیری کند؛ زیرا مهاجرت بین‌المللی زنان در سطح فردی اغلب برای رهایی از محدودیت‌های اجتماعی و در سطح خانوادگی برای بهبود وضعیت معیشت خانوادگی و تامین آتیه فرزندان انجام می‌شود، اما افزایش بی‌رویه این پدیده -به مخصوص مهاجرت زنان جوان با تحصیلات و مهارت بالا و در سن باروری- می‌تواند عواقب خطرناکی مانند تشدید بحران جمعیتی، فروپاشی بنیان خانواده و کاهش رشد اقتصادی را در سطح ملی به دنبال داشته باشد. در سطح فردی نیز انجام کارهای خارج از توان در کشور مقصد باعث می‌شود زنان حتی هنگام بازگشت به وطن خود نیز قادر به ایفای نقش‌های خود نباشند.

همچنین عدم تامین محافظت اجتماعی زنان مهاجر در کشورهای خارجی می‌تواند آن‌ها را با مشکلات روانشناختی مواجه سازد. از این رو، با توجه به روند رو به رشد موقعیت اجتماعی زنان در کشورهای در حال توسعه و افزایش مهاجرت‌های فردی آنان به خارج و همچنین افزایش نقش آن‌ها در روند مهاجرت‌های خانوادگی، تعیین عوامل موثر بر مهاجرت بین‌المللی زنان با هدف کاهش عواقب منفی مهاجرت بر زندگی فردی و اجتماعی زنان مهم و ضروری می‌نماید.

سابقه مهاجرت بین‌المللی زنان به عنوان امری مستقل از مهاجرت مردان و خانواده به چند دهه اخیر برمی‌گردد. از این رو، تبیین حداکثری دلایل آن نیازمند در نظر گرفتن متغیرهای جدید و نوظهور جامعه بشری و حیطه زندگی زنان است. از جمله این متغیرها می‌توان به جهانی شدن اشاره کرد که با از بین بردن مرزهای جغرافیایی سبب جریان آزاد اندیشه، کالا، خدمات و سرمایه و همچنین جریان انسان‌ها و نیروی کار در بین کشورهای مختلف شده و روند تردد زنان در فضای فرامرزی را با اهداف اجتماعی، اقتصادی و سیاسی تسهیل و مهاجرت بین‌المللی آن‌ها را متاثر ساخته است. علاوه بر این، افزایش مشارکت اقتصادی زنان و رشد کارآفرینی آن‌ها سبب افزایش استقلال مادی آن‌ها شده و مهاجرت

ایشان به خارج را تحت تاثیر قرار داده است. همچنین افزایش درجه جهانی شدن اجتماعی، اقتصادی و سیاسی کشورها از طریق بسترسازی برای کارآفرینی زنان نیز می‌توانند مهاجرت بین‌المللی آنان را تحت تاثیر قرار دهد.

با وجود اهمیتی که تعیین تاثیر تعاملی جهانی شدن و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان دارد، مطالعه‌ای با محوریت این موضوع در مطالعات انجام شده، سابقه ندارد. از این رو، تحقیق حاضر سعی کرده است تاثیر ابعاد اجتماعی، سیاسی و اقتصادی جهانی شدن و کارآفرینی زنان بر مهاجرت بین‌المللی آن‌ها را در کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۱ بررسی و تعیین و نتایج حاصله را در قالب پیشنهادات کاربردی جهت بهره‌برداری ذی‌نفعان ارائه کند.

سازماندهی مقاله حاضر در ادامه به این صورت است که در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم به روش‌شناسی و تصریح مدل پرداخته خواهد شد. بخش پنجم به یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در بخش ششم با جمع بندی و نتیجه‌گیری، پیشنهادات ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

مهاجرت به عنوان یک عامل موثر بر جمعیت نیروی کار، توزیع نیروی کار بر حسب مهارت، تخصص و آموزش، نرخ اشتغال، ایجاد فرصت‌های شغلی، سرمایه‌گذاری و تولید کالا و خدمات مطرح بوده و بنا به تعریف عبارت است از: جابه‌جایی مردم از یک مکان به مکانی دیگر برای کار یا زندگی.

مهاجرت یک پدیده دو بعدی بوده که سبب رشد و شکوفایی کشورهای مبدا و مقصد می‌شود و نوع تبادل فرهنگی، اقتصادی و اجتماعی مثبت را به وجود می‌آورند.

اثرات اقتصادی مهاجرت شامل: آثار بازار کار، آثار تقاضای کل در بازار کالا و خدمات، آثار بازار پول (نقل و انتقالات پولی)، ایجاد شبکه‌های تجارتی و سهولت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تاثیر بر فرآیند تولید و ترکیب عوامل تولید است.

آثار اجتماعی مهاجرت شامل: آثار ترکیب جمعیت، زبان، نوآوری‌های فرهنگی، انتقال و اشاعه فرهنگی، افزایش دانش و کسب مهارت‌های فنی و حرفه‌ای است (عیسی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۹).

مهاجرت به کلیه جابه‌جایی افراد در داخل (درون کوچ)یا خارج (برون کوچ) یک کشور یا کشورهای خاص اشاره دارد. جمعیت مهاجر بر اساس محل تولد (متولد خارجی) یا تابعیت (خارجی‌ها) تعریف می‌شود. مهاجران در یکی از چندین دسته طبقه‌بندی می‌شوند: خانواده، جابه‌جایی آزاد، کار، بشردوستانه، خانواده همراه کارگران یا موارد دیگر[1].

در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ به تدریج جنسیت وارد مباحثات و پژوهش‌های مهاجرتی شد. به طور مشخص، تودارو[2] در سال ۱۹۸۴ با استفاده از معیار وضعیت تاهل و دلیل مهاجرت، مهاجرت زنان را به چهار نوع اصلی زیر تقسیم کرد:

۱- زنان متاهلی که برای یافتن شغل مهاجرت می‌کنند. ۲- زنان مجردی که برای یافتن شغل مهاجرت می‌کنند. ۳- زنان مجردی که برای ازدواج مهاجرت می‌کنند. ۴- زنان متاهلی که در یک مهاجرت جمعی بدون توجه به شغل مهاجرت می‌کنند.

فرآیند مهاجرت از نقطه نظر روابط، نقش‌ها و سلسله مراتب جنسیتی تاثیرگذار بر مهاجرت به سه مرحله قبل از مهاجرت، مرحله انتقال و عبور از مرزها و مرحله تجربه مهاجران در مقصد متمایز شده که در هر یک از این مراحل می‌توان نتایج متفاوتی را برای زنان متصور شد؛ در مرحله قبل از مهاجرت، عوامل متعدد فردی و خرد مانند مراحل جنسیتی در چرخه زندگی و عوامل کلان و سیستمی مانند اقتصاد ملی موجب شکل‌گیری تصمیمات مهاجرتی می‌شوند.

زنان می‌توانند در فرآیند مهاجرت نقش‌های متفاوتی (فعال و منفعل) داشته باشند و داشتن هر کدام از این نقش‌ها به یک سری عوامل و تعیین‌کننده‌ها در بستر اجتماعی-فرهنگی جامعه مورد مطالعه بستگی دارد. به طور کلی، در مهاجرت‌های غیرتبعی و مستقل

1. https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/migration/indicator
2. Todaro, M.

زنان، وضعیت و موقعیت اقتصادی و اجتماعی زنان در جامعه مبدا و فرض زنان از موقعیت‌های خود در جامعه مقصد نقش عمده‌ای در تصمیم آن‌ها به مهاجرت ایفا می‌کند.

پژوهش حاضر در چهارچوب رویکرد ساختاری معتقد است یک عامل نمی‌تواند نیروی منفرد موثر بر مهاجرت زنان تلقی شود، بلکه مهاجرت زنان در پاسخ به طیف گسترده‌ای از عوامل با اثربخشی متفاوت رخ می‌دهد و در این بین، کارکردهای ساختار اقتصادی، اجتماعی، سیاسی جامعه میزبان بر تصمیم‌گیری زنان برای مهاجرت بین‌المللی نقش بسزایی دارند. فرضیه اصلی پژوهش نیز چنین است که جهانی شدن در تعامل با کارآفرینی زنان بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر معناداری دارد؛ زیرا مهاجرت بین‌المللی زنان، تابع درآمد و استقلال مالی آنان است و از کارآفرینی زنان تاثیر مستقیم می‌پذیرد؛ چون داشتن توان کارآفرینی این امکان را ایجاد می‌کند که زنان بتوانند در نقاط مختلف جهان از فرصت‌ها بهره بگیرند. کارآفرینی محرک اساسی سلامت و ثروت اجتماعی است. همچنین موتور قدرتمند رشد اقتصادی است که موجب ترویج ضرورت نوآوری می‌شود که نه تنها برای بهره‌برداری از فرصت‌های جدید، ارتقای بهره‌وری و ایجاد اشتغال، بلکه برای رسیدگی به برخی از بزرگ‌ترین چالش‌های جامعه لازم است (گزارش کارآفرینی زنان، ۲۰۲۱)[1]. زنان کارآفرین نوآور، راه‌حل‌های جدیدی را با منابع جدید ارزشی که توسط رقبا ارائه نشده است، به بازار می‌آورند. کارآفرینان بین‌المللی در خارج از مرزهای ملی خود نیز به رقابت جهانی اقتصاد کشورشان کمک می‌کنند[2].

پس زنان کارآفرین از بنیه مالی قوی‌تر برای تقبل هزینه‌های مهاجرت و اقامت برخوردارند که می‌تواند بر مهاجرت آنان به خارج تاثیر مثبت بگذارد. علاوه بر این، کارآفرینی زنان با برخورداری آن‌ها از درآمد بالا، امکانات رفاهی استاندارد و منزلت اجتماعی خوب در داخل نیز همراه است و در نقش عامل بازدارنده مهاجرت آن‌ها به خارج عمل می‌کند (Sultana & Fatima, 2017). همچنین وجود فرصت‌های کسب و کار جهت عملی کردن طرح‌ها و ایده‌های خلاقانه زنان در داخل مرزهای یک کشور سبب افزایش خودباوری و حضور پررنگ زنان به عنوان شخص مفید در جامعه شده و آن‌ها را

1. Women's Entrepreneurship 2020/21: Thriving Through Crisis
2. Women's Entrepreneurship Report 2018/2019

قادر می‌سازد با تکیه بر توانایی‌های خود به طور مستقل درآمد کسب کنند و به زندگی امید بیشتری داشته باشند و این انگیزه مهاجرت به خارج را کاهش می‌دهد (اسمعیلی و محمودیان، ۱۳۹۵).

مهاجرت بین‌المللی بخشی از فرآیند جهانی‌شدن و افزایش هم‌پیوندی اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی جوامع با دنیای خارج است و از جهانی‌شدن تاثیر مستقیم می‌پذیرد (Li, 1966). به طور مشخص، جهانی شدن اجتماعی و پیشرفت ابزارهای رسانه‌ای و توسعه سیستم‌های حمل‌ونقل سبب «فشردگی زمان و فضا، ایجاد «دهکده جهانی» و تغییرات اجتماعی- ارزشی در کشورهای مختلف جهان شده و از یک سو، با کم رنگ کردن مظاهر فرهنگ ملی و خرده‌فرهنگ‌های بومی و ایجاد یک دستی بیشتر در شرایط اجتماعی کشورها میل مهاجرت زنان به خارج را کاهش داده است و از سوی دیگر، اگر آشنایی بیشتر ملل و همگونی و وحدت بین فضاهای داخلی و خارجی مطابق انتظار زنان نباشد، تمایل آن‌ها به حرکت از فضاهای بسته‌تر به سوی فضاهای بازتر برای دستیابی به موقعیت و فرصت‌های جدید و بهتر را به دنبال دارد و مهاجرت بین‌المللی زنان را تشدید می‌کند (Noyori-Corbett & Moxley, 2016). بدیهی است مهاجرت فرزندان، اقوام و دوستان به خارج، تمایل بازماندگان به مهاجرت جهت به نزدیکی محل زندگی آنان را به همراه دارد و می‌تواند مهاجرت بین‌المللی زنان را مضاعف کند (Kyzma, 2009).

جهانی شدن سیاسی و اولویت یافتن راهبرد برون‌گرایی در سیاست خارجی کشورها سبب ایجاد تفاهم بین دولت‌های ملی با سازمان‌های منطقه‌ای و بین‌المللی می‌شود و گسترش همکاری‌های دوسویه و سازنده آن‌ها و انعقاد قراردادهای دوجانبه و چندجانبه برای قاعده‌مندی امر مهاجرت بین‌المللی می‌شود و ضمن کاهش رویه‌ها و عملکردهای متشتت دولت‌های ملی، طی تشریفات قانونی مهاجرت بین‌المللی زنان نظیر اخذ روادید را تسهیل و تسریع می‌سازد. علاوه بر این، جهانی شدن سیاسی و مشارکت هر چه بیشتر کشورها در پیمان‌های منطقه‌ای و مأموریت های سازمان ملل سبب افزایش نفوذ سیاسی آن‌ها و احترام بیشتر شهروندان این کشورها نزد جامعه جهانی می‌شود و پذیرش زنان مهاجر این کشورها را در کشورهای مقصد تسهیل می‌کند. همچنین بهبود جهانی شدن سیاسی موجب شکل‌گیری فرصت‌ها در کشورهای مبدا شده و این امر به بهره‌گیری از

فرصت‌ها در کشورهای مبدا کمک کرده و انگیزه مهاجرت را کاهش می‌دهد (Fleury, 2016).

حرکت اقتصادهای ملی به سمت همگرایی، جمع‌گرایی و گسترش توافقات بین‌المللی و کاهش موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای با رشد تجارت خارجی، تسهیل جذب سرمایه-گذاری خارجی، بهره‌گیری از دانش، فناوری و مهارت‌های نوین مدیریتی شرکت‌های بین‌المللی و بهره‌مندی از تقسیم کار بین‌المللی همراه است و چنانچه با رشد اقتصادی و بهبود فضای کسب و کار داخلی همراه شود در جهت کاهش مهاجرت بین‌المللی زنان عمل می‌کند. این در حالی است که اگر ادغام در اقتصاد جهانی با واردات بی‌رویه کالاهای مصرفی، تعطیلی کسب و کارهای داخلی و تخریب موقعیت‌های شغلی منجر شود در جهت افزایش مهاجرت بین‌المللی زنان به‌منظور دستیابی به شرایط بهتر برای زندگی و رهایی از بیکاری عمل می‌کند (علومی، ۱۳۹۸).

جهانی شدن از مجرای تاثیرگذاری بر کارآفرینی زنان بر مهاجرت بین‌المللی آنان تاثیر غیرمستقیم می‌گذارد. جهانی شدن اگر با تسهیل فرآیند واردات کالاهای واسطه‌ای، ماشین‌آلات و تجهیزات مورد نیاز زنان کارآفرینان و جذب سرمایه‌های مالی و فناوری‌های نوین خارجی و بهره‌گیری از تجارب بازاریابی شرکت‌های چندملیتی همراه باشد به توسعه فضای کارآفرینی زنان و کاهش انگیزه آنان برای پیگیری فرصت‌های کسب و کار و شکوفا کردن استعدادهای خود در خارج از مرزهای جغرافیایی می‌انجامد. در غیر این صورت اگر سطح توسعه‌یافتگی و کیفیت حکمرانی کشورها بسیار پایین باشد، می‌تواند با گسترش بی‌رویه واردات کالاهای خارجی و تخریب کسب و کارهای داخلی و فضای کارآفرینی همراه و مهاجرت بین‌المللی زنان را تشدید کند (Sultana & Fatima, 2017 و حاتمی و همکاران، ۱۳۹۱).

۳. پیشینه پژوهش

پیش از مرور پیشینه پژوهش، بررسی مطالعات تجربی بیانگر آن است که مطالعه جامعی در خصوص اثر جهانی شدن و کارآفرینی زنان بر مهاجرت‌های بین‌المللی زنان صورت

نگرفته است. با این حال برخی از تحقیقات انجام شده با محوریت مهاجرت به‌طور عام و مهاجرت زنان به‌طور خاص مورد اشاره قرار می‌گیرد.

مورالز و همکاران[1] (۲۰۲۲) با تکیه بر مفاهیم آمیخته‌سازی، نقش تعدیل‌کننده ویژگی‌های کلیدی اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و نهادی روی تفاوت‌های کارآفرینی بومیان مهاجر، بینش‌های مهمی را در مورد اینکه چگونه شرایط محیطی مناسب می‌تواند بر احتمال تفاوت راه اندازی و اداره کسب و کارهای شخصی میان بومیان و مهاجران تاثیر بگذارد، ارائه داده‌اند. در بررسی تاثیر متقابل عوامل سطح فردی و کلان در پیش‌بینی اشکال مختلف کارآفرینی با در نظر گرفتن مزایای آن برای افراد و جامعه، نتایج حاکی است از:

نخست، رونق اقتصادی و توسعه کشورها احتمال کارآفرینی مهاجران را نسبت به کارآفرینی بومی افزایش می‌دهد.

دوم، فرصت‌های بازار و فرهنگ کارآفرینی جذابیت کارآفرینی را در یک کشور افزایش می‌دهد. در کشورهایی که فرصت های بازار کمتر و فرهنگ کارآفرینی ضعیفی دارند، مهاجران بیشتر از بومی‌ها کارآفرین هستند و در کشورهایی با فرصت‌های بازار بیشتر و فرهنگ کارآفرینی قوی‌تر، کارآفرینی مسیر جذابی را برای همه ارائه می‌کند، اما عمدتا بومی‌ها از آن‌ها بهره‌برداری کرده و منتفع می‌شوند.

سوم، در جوامع فردگرا که در روندهای جهانی‌شدن قرار دارند و راغب هستند از نظر اقتصادی- اجتماعی پیشرفته‌تر باشند به نظر هم بیشتر با کارآفرینی جمعیت مهاجر آشنا و هم بیشتر به آن وابسته هستند. مهاجران در این جوامع کارآفرین خواهند بود.

پِترز و لِب‌لانگ[2] (۲۰۲۲) درخصوص تاثیر مهاجرت بر جهانی شدن کشورها مطالعه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد شبکه‌های مهاجر جزء ضروری نظم اقتصادی بین‌المللی آزادی‌خواه (لیبرال) هستند؛ نظمی که پایه و اساس جهانی شدن را فراهم می‌کند. جابه‌جایی فراملی جمعیت -برای کار، تحصیل یا اهداف دیگر- گسترش اطلاعات،

1. Morales, C., et al.
2. Leblong, D. & Peters, M.E.

هنجارها و رفتارها را مضاعف و تبادلات اقتصادی را افزایش داده‌اند. این امر به ویژه در حمایت از جهانی شدن در کشورهای در حال توسعه مهم بوده است.

دی براو[1] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های تابلویی پنج کشور آسیا و آفریقا به بررسی عوامل موثر بر مهاجرت جوانان روستایی به پنج کشور مختلف پرداخته‌اند. نتایج نشان داد خصوصیات فردی نسبت به خصوصیات خانوار یا روستا نقش بیشتری در مهاجرت جوانان دارد. همچنین درباره ارتباط بین محدودیت‌های اعتباری یا محرومیت نسبی با مهاجرت شواهد کمی مشاهده شد که با نتایج موجود در ادبیات مهاجرت تفاوت دارد.

بوتئا و همکاران[2] (۲۰۱۸) عوامل موثر بر مهاجرت زنان در کشور آفریقایی لسوتو را با استفاده از داده‌های اولیه جمع‌آوری شده در مارس-آوریل ۲۰۱۵ مورد مطالعه قرار داده‌اند و نتایج نشان داد مهاجرت زنان در درجه اول تابعی از فشار اقتصادی ناشی از شوک‌های وارده به خانواده مانند از دست دادن شغل سرپرست خانوار، مرگ وی و یا وضعیت بد محصولات زراعی است.

سلطانا و فاطیما[3] (۲۰۱۷) تاثیر عوامل اقتصادی و جمعیتی بر مهاجرت زنان بنگلادشی را با استفاده از داده‌های دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد تولید ناخالص داخلی سرانه بنگلادش به عنوان شاخص توسعه کشور مبدا بر مهاجرت زنان تاثیر منفی و معناداری دارد. در مقابل، تولید ناخالص داخلی سرانه کشور مقصد با افزایش فرصت‌های اقتصادی و استانداردهای خوب زندگی بر مهاجرت زنان بنگلادشی تاثیر مثبت و معناداری دارد. شاخص‌های بازار کار بنگلادش مانند اندازه بخش‌های تولیدی، خدماتی و کشاورزی نیز در ایجاد انگیزه در زنان برای مهاجرت نقش بسزایی دارند. عامل جمعیتی نرخ باروری در بنگلادش با افزایش تعداد افراد وابسته در خانه مانع از مهاجرت زنان می‌شود، اما نرخ باروری کشور مقصد با افزایش تقاضا برای مهاجران زن به عنوان کارگران خانگی سبب افزایش مهاجرت می‌شود.

1. De Brauw, A.
2. Botea, I., et al.
3. Sultana, H. & Fatima, A.

فلوری[1] (۲۰۱۶) یک ارزیابی جامع از ادبیات جنسیتی و مهاجرتی ارائه داده است. به زعم وی، مهاجرت می‌تواند استقلال، سرمایه انسانی و عزت نفس زن و همچنین اقتدار و ارزش آن در خانواده و جامعه را بهبود ببخشد. همچنین می‌تواند هنجارهای اجتماعی را عادلانه‌تر به پیش ببرد و دسترسی زنان به منابع را بهبود بخشد، اما موانع بسیاری وجود دارد که سودمندی مهاجرت را محدود می‌کند. از آن جمله می‌توان به هنجارها یا قوانین اجتماعی، تبعیض جنسیتی و نژادی و آسیب‌پذیری خاص جنسیت اشاره کرد. از این رو با تاکید بر حمایت از حقوق زنان مهاجر و دسترسی زنان به خدمات بهداشتی و منابع مالی و حقوقی توصیه کرد دولت‌ها به معاهدات و کنوانسیون‌های بین‌المللی حمایت از حقوق زنان مهاجر بپیوندند و از ایجاد تبعیض و ممانعت در دسترسی زنان به بازار کار خودداری کنند.

نُیوری کربت و ماکسلی[2] (۲۰۱۶) تاثیر نابرابری در کشور مبدا بر مهاجرت زنان دو کشور آمریکای جنوبی و یک کشور آمریکای شمالی به ایالات متحده آمریکا را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد عامل اصلی مهاجرت زنان از دو کشور آمریکای جنوبی ضرورت دستیابی به شغل و ارسال پول برای خانواده است، اما عامل اصلی مهاجرت زنان از کشور شمالی جست‌وجوی فرهنگ لیبرال‌تر، تحرک اجتماعی و دستیابی به وضعیت بهتر نسبت به کشور خود جهت تحقق آرزوها است.

خواجه‌نوری و شریفی (۱۴۰۱) به بررسی روندها، انواع و ویژگی‌های مهاجرت‌های بین‌المللی زنان، مطابق با آخرین آمارها و گزارش‌های سازمان‌های جهانی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که این روند را می‌توان در بسترهای جهانی شدن و جنسیت مورد مداقه قرار داد؛ به‌ویژه جهانی شدن تقاضا برای نیروی کار زنانه ارزان و فرمان‌بر را به طور چشمگیری افزایش داده است. زنان ممکن است آزادانه و یا به اجبار دست به مهاجرت بزنند. همچنین برای زنان، مهاجرت می‌تواند به انگیزه رهایی از تبعیض‌ها و هنجارهای جنسیتی فرمان‌بردار کردن زنان باشد. امکان ایجاد فرصت‌های برابر برای زنان در

1. Fleury, A.
2. Noyori-Corbett, Ch. & Moxley, D.

جابه‌جایی‌های بین‌المللی و کسب فرصت‌های اقتصادی و اجتماعی مقتضی به دور از کلیشه‌های جنسیتی را می‌توان به عنوان مصداقی از سطوح توسعه در نظر آورد.

ابونوری و همکاران (۱۴۰۰) اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه را بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد شاخص نابرابری جنسیتی تاثیری غیرخطی بر فرار مغزها داشته است. شاخص نابرابری جنسیتی در سطوح پایین آن تاثیری منفی بر فرار مغزها برجای گذاشته، اما افزایش سطح شاخص نابرابری جنسیتی و عبور آن از سطح آستانه ۰/۶۱۸، موجب تشدید فرار مغزها شده است. بنابراین، تشدید نابرابری جنسیتی عاملی در جهت افزایش مهاجرت نخبگان از کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود. وقفه اول فرار مغزها و آزادی بیان اثری مثبت بر فرار مغزها از کشورهای در حال توسعه داشته و کنترل فساد و ثبات سیاسی اثری منفی بر فرار مغزها و مهاجرت نخبگان داشته است.

حسینی و همکاران (۱۳۹۹) برای تحقیق در عوامل موثر بر گرایش نخبگان فرهنگی به مهاجرت به کشورهای توسعه یافته؛ ابتدا، گرایش نخبگان فرهنگی به مهاجرت را بررسی و در مرحله بعد به علل و عوامل موثر با استفاده از نظریه‌ها و رویکردهای متفاوت از جمله نظریه‌های جاذبه و دافعه، جهانی شدن، چرخش مغزها و نظریه مهاجرت بین‌المللی نیروی انسانی به تبیین پدیده مذکور پرداخته شده است. تاکید این پژوهش روی نظریه جاذبه و دافعه بوده و چهارچوب نظری در ابعاد چهارگانه نظام اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و فرهنگی پارسنزی[1] دیده شده است. در نتایج به دست آمده مشخص شد گرایش نخبگان به مهاجرت به کشورهای توسعه یافته در حد بالا وجود دارد و به ترتیب عوامل فرهنگی، اقتصادی و اجتماعی جامعه مبدا بسیار موثر بوده است. ضریب تعیین چندگانه نشان می‌دهد ۲۳ درصد علل مهاجرت نخبگان به کشورهای توسعه یافته از ترکیب ابعاد چهارگانه جامعه مبدا و مقصد تشکیل شده است.

علومی (۱۳۹۸) رابطه جهانی شدن و مهاجرت‌های بین‌المللی را بررسی و به این نتیجه رسیده است که جهانی شدن سبب تسریع، گسترش و تنوع بخشی به مهاجرت‌های بین‌المللی می‌شود.

---

1. Parsons

صادقی و همکاران (۱۳۹۷) رابطه ابعاد و سطوح سرمایه اجتماعی با تمایل ایرانی‌ها به مهاجرت به خارج را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد ۳۷ درصد پاسخگویان از سرمایه اجتماعی پایینی برخوردار بوده‌اند و حدود یک چهارم پاسخگویان نیز تمایل زیادی به مهاجرت خارج از کشور دارند. نتایج تحلیل دو متغیره نشان داد تمامی ابعاد و سطوح سرمایه اجتماعی با تمایل به مهاجرت خارج از کشور رابطه منفی و معنی‌داری دارند. براساس نتایج تحلیل چند متغیره (آزمون رگرسیون رتبه‌ای[1]) با کنترل متغیرهای جمعیتی و زمینه‌ای، سرمایه اجتماعی همچنان تاثیر منفی و قوی بر میزان تمایل به مهاجرت به خارج دارد.

محمودیانی و محمودیان (۱۳۹۷) نقش زنان در مهاجرت‌های خانوادگی به استان تهران را طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد نارضایتی زنان از محل سکونت خود (شهر/ روستا) به مشارکت بیشتر آن‌ها در تصمیم‌گیری به مهاجرت به استان تهران منجر شده است. همچنین افزایش قدرت زنان در خانواده، مشارکت آنان در جریان مهاجرت خانوادگی را بیشتر کرده است. علاوه بر این، بیشترین مشارکت زنان به ترتیب در مهاجرت‌های زن‌محور، فرزندمحور و شوهرمحور رخ داده است.

اسمعیلی و محمودیان (۱۳۹۶) نقش زنان در فرآیند مهاجرت به شهر همدان و عوامل موثر بر آن را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد چهار متغیر تحصیلات زنان، سن هنگام مهاجرت، میزان استقلال زنان قبل از مهاجرت و سال ورود به شهر همدان از سطح معناداری برخوردار هستند. دیگر نتایج پژوهش نشان داد ساختار تصمیم‌گیری درباره مهاجرت به تدریج از مردان به زنان تسری یافته و با گذشت زمان و افزایش منزلت اجتماعی زنان، نقش آن‌ها در فرآیند مهاجرت بیشتر شده است.

اسمعیلی و محمودیان (۱۳۹۵) به بررسی مهاجرت‌های شغلی و تحصیلی زنان جوان و عوامل موثر بر آن در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد حدود یک پنجم زنان جوان به دلایل شغلی و تحصیلی مهاجرت و جابه‌جایی داشته‌اند. همچنین نتایج تحلیل رگرسیون چندمتغیره نشان داد وضعیت تاهل (مجرد بودن زنان)، سرپرست خانوار

1. Ordinal regression

بودن زنان، ضریب نفوذ اینترنت، تحصیلات دانشگاهی و مشارکت اقتصادی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر مهاجرت‌های شغلی و تحصیلی زنان در سال‌های مورد مطالعه است.

کارآفرینان به عنوان بازیگران کلیدی در دنیای تجارت شناخته می‌شوند. زنان مهاجر می‌توانند نقش مهمی در تولید ارزش و در نتیجه بر رفاه اجتماعی اقتصاد کشور میزبان تاثیر مثبت داشته باشند. شرکت می‌تواند ابزار مهمی در روند ادغام مهاجران باشد. تعداد زیادی از زنان مهاجر نیز می‌توانند منبع شغلی مهمی باشند که به نوبه خود می‌تواند سیستم رفاهی را به شدت کاهش دهد و در مناطقی که این مهاجران زندگی می‌کنند، درآمد ایجاد کند. علاوه بر این، با شبکه‌سازی در سراسر زنجیره تامین، می‌تواند کارآفرینی و مشاغل بیشتری را برای سایر مهاجران فراهم کند که به نوبه خود می‌تواند تاثیر مثبتی بر اقتصاد به عنوان یک کل داشته باشد (عاشق الاسلام[1]، ۲۰۲۱)(Ashiqul Islam, 2021).

قوه کارآفرینی و خلاقیت زنان، تلاش در ارتقای کیفیت و استانداردهای زندگی موجب می‌شود در دنیای بهم پیوسته و بدون مرز امروزی بدنبال شرایط کاری، درآمدی و... مطلوب‌تر، مهاجرت کنند.

پیشینه پژوهش‌های انجام شده در مورد مهاجرت زنان اکثرا با رویکرد بررسی علل مهاجرت، تبعیض‌ها و نابرابری‌های جنسیتی، جهانی شدن و عواملی از این دست است و در حوزه تاثیر متقابل جهانی شدن و کارآفرینی به عنوان علل مهم و موثر بر آن تحقیقی صورت نپذیرفته است. شناخت چگونگی تاثیرات عوامل مذکور در اتخاذ تصمیم و سیاستگذاری‌های کلان ضروری می‌نماید تا بتوان از نیروهای بالقوه نوآور و کارآفرین برتر مذکور در جهت توسعه و رشد اقتصادی کشور بهره جست. در مطالعه پیش رو تلاش بر پرکردن خلاء موجود در این زمینه شده است.

1. Ashiqul Islam, M.D.

۴. روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از تحلیل رگرسیون چند متغیره[1]، رهیافت داده‌های تابلویی[2]، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] و نرم افزار استتا[4] برای برآورد تاثیر متقابل جهانی شدن و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان استفاده کرده است. جامعه آماری تحقیق شامل کلیه کشورهای در حال توسعه است که از این بین تعداد ۲۸ کشور در حال توسعه[5] از جمله ایران که آمارهای مورد نیاز آن‌ها در دسترس بود به عنوان نمونه مورد مطالعه انتخاب و مابقی به صورت سیستماتیک حذف شده‌اند. آمارهای ثانویه متغیرهای تحقیق نیز از مراجع آماری مشروحه در جدول (۱) گردآوری شده است.

جدول ۱. متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نام متغیر	پایگاه آماری به نشانی اینترنتی
وابسته	مهاجرت بین‌المللی زنان	سازمان همکاری اقتصادی و توسعه https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MIG
توضیحی	جهانی‌شدن	موسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار https://kof.ethz.ch/
	کارآفرینی زنان	دیده‌بان جهانی کارآفرینی https://www.gemconsortium.org/
	تحصیلات زنان	بانک جهانی https://www.worldbank.org/indicator
	فلاکت اقتصادی	بانک جهانی https://www.statista.com/statistics/
	تبعض جنسیتی	مجمع جهانی اقتصاد https://reports.weforum.org/
	آزادی‌های فردی	موسسه لگاتوم www.prosperity.com/

1. Multivariate Regression
2. Panel Data
3. Stata
4. Generalized Moment's Method

۵. آرژانتین، آفریقای جنوبی، آنگولا، اروگوئه، اکوادور، اندونزی، ایران، برزیل، بلغارستان، بوسنی و هرزگوین، پاناما، پرو، تایلند، جامائیکا، چین، روسیه، رومانی، قزاقستان، کرواسی، کلمبیا، گواتمالا، لبنان، مالزی، مراکش، مصر، مکزیک، ویتنام و هند.

مهاجرت بین‌المللی زنان متغیر وابسته تحقیق است که از نسبت تعداد زنان مهاجر کشورهای منتخب به مجموع کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه به عنوان شاخص عملیاتی آن استفاده شده و داده‌های آن در مقاطع زمانی ابتدا، انتها و میانگین دوره مورد مطالعه در جدول (۲) ارائه شده است. بر این اساس، چین و پاناما به ترتیب شاهد بیشترین و کمترین تعداد مهاجرت زنان به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه بوده‌اند. ایران در بین ۲۸ کشور منتخب در رده دوازدهم قرار گرفته است. از مقایسه نسبت زنان مهاجر به کل جمعیت زنان در کشورهای منتخب نتایج متفاوتی به دست می‌آید و کشورهای رومانی و اندونزی به ترتیب شاهد بیشترین و کمترین نسبت مهاجرین زن (به کل جمعیت زنان) بوده‌اند و ایران نیز در بین ۲۸ کشور منتخب در رده هفدهم قرار گرفته است. در حالی که میانگین تعداد مهاجران زن ورودی به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه از مبدا کشورهای منتخب و جهان در ابتدای دوره نسبت به انتهای دوره به ترتیب با رشد ۲۹ و ۲۱ درصدی همراه بوده است. میانگین تعداد زنان مهاجر ورودی از ایران به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه با شیب تندتری افزایش یافته و در انتهای دوره نسبت به ابتدای دوره رشد ۸۷ درصدی داشته است.

جدول ۲. تعداد زنان مهاجر از کشورهای منتخب به مجموع کشورهای عضو OECD (واحد: نفر)

کشور	۲۰۱۱	۲۰۱۸	میانگین دوره	
			تعداد	رتبه
آرژانتین	۸,٦۰۰	۱۱,۷۲۹	۹,٦۷٤	۱۹
آفریقای جنوبی	۹,۰۰۹	۱۱,۳۰۱	۹,۰۸۳	۲۰
آنگولا	۱,٦۷۸	۲,٤۸۹	۱,۸۵۳	۲۷
اروگوئه	۲,۰۱۰	۲,۳۷۷	۱,۹۷۲	۲٦
اکوادور	۱٤,۰۸۱	۱۲,٦۳۷	۱۲,۱۸۲	۱۸
اندونزی	۷,۷۳۵	۱۰,۰۱۹	۸,٤۹۹	۲۱
ایران	**۲۰,۹۷٦**	**۳۹,۱٤٤**	**۲۷,٦۵۱**	**۱۲**
برزیل	۳٦,۳۷٤	٦۰,۳۵۲	۳۸,۳۵۷	۹
بلغارستان	۳٦,۸۲٦	٤۸,۹۱۱	٤٤,۸۷۸	۸

ادامه جدول ۲.

کشور	۲۰۱۱	۲۰۱۸	میانگین دوره	
			تعداد	رتبه
بوسنی و هرزگوین	۷,۴۸۱	۱۵,۷۰۴	۱۲,۲۵۵	۱۷
پاناما	۱,۲۷۱	۷۸۹	۱,۱۱۵	۲۸
پرو	۲۸,۵۳۵	۲۰,۶۷۳	۲۳,۴۹۹	۱۳
تایلند	۲۳,۵۲۴	۶۰,۲۵۱	۳۵,۶۴۵	۱۱
جامائیکا	۱۲,۰۴۳	۱۳,۰۸۱	۱۲,۷۶۲	۱۶
چین	۱۹۸,۳۶۰	۲۰۴,۱۷۶	۲۰۷,۳۳۶	۱
روسیه	۴۰,۱۴۳	۵۶,۰۷۸	۴۸,۸۷۷	۶
رومانی	۱۴۳,۰۰۸	۱۴۷,۴۵۹	۱۴۴,۷۳۳	۲
قزاقستان	۳,۶۲۸	۱۵,۰۸۸	۷,۴۴۸	۲۳
کرواسی	۵,۵۱۶	۲۶,۱۴۰	۱۹,۰۱۴	۱۴
کلمبیا	۳۴,۳۴۴	۵۰,۰۲۰	۳۷,۵۶۴	۱۰
گواتمالا	۷,۳۴۱	۸,۸۲۵	۷,۸۲۳	۲۲
لبنان	۵,۳۷۶	۵,۱۶۲	۵,۳۵۹	۲۵
مالزی	۶,۳۵۱	۷,۴۴۲	۶,۹۲۴	۲۴
مراکش	۴۵,۹۱۴	۶۰,۲۳۳	۴۵,۰۸۱	۷
مکزیک	۹۱,۲۴۳	۹۶,۲۷۵	۹۳,۴۹۰	۴
مصر	۱۰,۳۱۸	۱۹,۳۱۱	۱۴,۴۲۷	۱۵
ویتنام	۴۴,۴۳۳	۶۵,۴۳۵	۵۱,۵۶۶	۵
هند	۷۹,۰۳۷	۱۲۶,۱۹۹	۱۰۰,۴۹۷	۳
تعداد کل زنان مهاجر از کشورهای منتخب به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه		۹۲۵,۱۵۶	۱,۱۹۷,۳۰۰	۱,۰۲۹,۵۶۳
تعداد کل زنان مهاجر از جهان به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه		۲,۴۳۶,۹۸۲	۲,۹۴۲,۱۳۰	۲,۸۰۶,۴۷۴
درصد سهم کشورهای منتخب از زنان مهاجر به کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه		۳۷/۹۶	۴۰/۷۰	۳۶/۶۸

ماخذ: داده‌های مهاجرتی سازمان همکاری اقتصادی و توسعه به نشانی اینترنتی:
https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MIG

جهانی شدن فرآیندی است که از طریق آن ایده‌ها، دانش، اطلاعات، کالاها و خدمات در سراسر جهان پخش می‌شوند[1].

شاخص جهانی‌شدن KOF[2] منتشره توسط موسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی شدن کشورها را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص، جهانی‌شدن را در مقیاس ۱ تا ۱۰۰ اندازه‌گیری می‌کند که مقادیر بالاتر نشان‌دهنده درجه بالاتر جهانی شدن است.

جهانی شدن اقتصادی (مقیاس ۱ تا ۱۰۰) جریان‌های تجاری و جریان‌های مالی را پوشش می‌دهد. تجارت واقعی (بالفعل) با توجه به تجارت کالا و خدمات تعیین می‌شود. تجارت قانونی شامل حقوق گمرکی، مالیات و محدودیت های تجارت می‌شود.

جهانی شدن سیاسی (مقیاس ۱ تا ۱۰۰) به بخش واقعی با اشاره به تعداد سفارت‌خانه‌ها و سازمان‌های غیردولتی بین‌المللی مردم نهاد (NGO)[3] و مشارکت در ماموریت‌های حافظ صلح سازمان ملل توجه دارد. بخش قانونی شامل متغیرهایی است که بر عضویت در سازمان‌های بین‌المللی و معاهدات بین‌المللی متمرکز است.

جهانی شدن اجتماعی (مقیاس ۱ تا ۱۰۰) از سه بخش تشکیل شده است که هر یک بخش واقعی و قانونی خود را دارد. تماس بین فردی در بخش واقعی با اشاره به اتصالات تلفن بین‌المللی، تعداد گردشگران و مهاجرت اندازه‌گیری می‌شود. در بخش قانونی با اشاره به اشتراک‌های تلفن، فرودگاه‌های بین‌المللی و محدودیت‌های ویزا اندازه‌گیری می‌شود. جریان اطلاعات در بخش واقعی با اشاره به درخواست‌های ثبت اختراع بین‌المللی، دانشجویان بین‌المللی و تجارت کالاهای با فناوری پیشرفته تعیین می‌شود. بخش قانونی دسترسی به تلویزیون و اینترنت، آزادی مطبوعات و اتصالات اینترنتی بین‌المللی را اندازه‌گیری می‌کند. نزدیکی فرهنگی در بخش واقعی از تجارت کالاهای فرهنگی، ثبت علائم تجاری بین‌المللی و تعداد رستوران‌های مک دونالد و فروشگاه‌های IKEA[4]

1. https://www.techtarget.com/searchcio/definition/globalization
2. KOF Swiss Economic Institute (Konjunkturforschungsstelle)
3. Non-governmental organization
4 . Ingvar Kamprad (the founder's name), Elmtaryd (the farm where the founder grew up), and Agunnaryd (the founder's hometown).

اندازه‌گیری می‌شود. حوزه قانونی بر حقوق مدنی (آزادی شهروندان)، برابری جنسیتی و هزینه های عمومی برای آموزش مدرسه تمرکز دارد.

کارآفرین فردی است که با ایجاد یک کسب و کار جدید بیشتر خطرات (انواع ریسک) را تحمل می‌کند و از سود بیشتری می‌برد. فرآیند راه اندازی یک کسب و کار به عنوان کارآفرینی شناخته می‌شود.

کارآفرینان با استفاده از مهارت ها و ابتکارات لازم برای پیش‌بینی نیازها و ارائه ایده‌های جدید به بازار در هر اقتصادی نقش کلیدی ایفا می‌کنند. کارآفرینی که ثابت کند در پذیرش ریسک‌های ایجاد یک استارتاپ موفق است با سود و فرصت‌های رشد منتفع می‌شود. کارآفرینی یکی از منابعی است که اقتصاددانان آن را جزء لاینفک تولید می‌دانند، سه منبع دیگر زمین/ منابع طبیعی، نیروی کار و سرمایه هستند. یک کارآفرین سه مورد اول را برای تولید کالا یا ارائه خدمات ترکیب می‌کند. آن‌ها معمولا با احیا و خلق یک طرح تجاری ، نیروی کار را استخدام و منابع مالی به دست می‌آورند و رهبری و مدیریت را برای کسب و کار فراهم می‌کنند.

کارآفرینی زمانی است که فردی که ایده‌ای نوین و متفاوت دارد بر اساس آن ایده عمل می‌کند و با ایجاد محصول/ خدمتی جدید در بازار فعلی تغییر ایجاد می‌کند. کارآفرینی معمولا به عنوان یک کسب و کار کوچک شروع می‌شود، اما چشم‌انداز بلندمدت آن بسیار بیشتر است و به دنبال سود بالا و گرفتن سهم بازار با یک ایده جدید نوآورانه است[1].

در شاخص کارآفرینی که از پایگاه داده‌های اطلاعاتی دیده‌بان جهانی کارآفرینی استخراج شده است، اهداف کلیدی عبارتند از:

• کشف عواملی که فعالیت کارآفرینی را تشویق می‌کنند یا مانع آن می‌شوند؛ به ویژه در ارتباط با ارزش‌های اجتماعی، ویژگی‌های فردی و شرایط چهارچوب کارآفرینی.

• ایجاد بستری برای ارزیابی میزان تاثیر فعالیت‌های کارآفرینانه بر توسعه اجتماعی-اقتصادی (شامل رشد اقتصادی و فراگیر) در اقتصادهای فردی.

1. https://www.investopedia.com/

زمینه اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و اقتصادی از طریق شرایط چهارچوب ملی نشان داده می‌شود که شامل امور مالی کارآفرینی، سیاست‌های دولت، برنامه‌های کارآفرینی دولتی، آموزش کارآفرینی، انتقال تحقیق و توسعه، زیرساخت‌های تجاری و قانونی، زیرساخت‌های فیزیکی، پویایی بازار داخلی و مقررات واردات، و هنجارهای فرهنگی و اجتماعی.

ارزش‌های اجتماعی در مورد کارآفرینی شامل باورهای اجتماعی در مورد کارآفرینی به عنوان یک انتخاب شغلی خوب، اینکه آیا کارآفرینان از موقعیت اجتماعی بالایی برخوردار هستند تا چه حد رسانه‌ها کارآفرینی را به طور مثبت در یک اقتصاد نشان می‌دهند و اینکه آیا شروع یک کسب و کار آسان است یا خیر.

ویژگی‌های فردی شامل ویژگی‌های جمعیت شناختی (جنس، سن و...)، ادراک از خود (قابلیت‌های درک شده، فرصت‌های درک شده، ترس از شکست) و انگیزه‌های شروع یک کسب و کار (یعنی ضرورت در مقابل فرصت) است.

فعالیت کارآفرینانه شامل مراحل متعددی از فرآیند کسب و کار (تولد، کسب و کار جدید، کسب و کار تاسیس شده و توقف)، تاثیر بالقوه (ایجاد شغل، نوآوری، بین‌المللی‌سازی) و نوع فعالیت (مانند کل فعالیت‌های کارآفرینی در مراحل اولیه یا TEA، کارآفرینی اجتماعی است.

کیفیت چهارچوب کارآفرینی بر اساس میانگین ارزش و میزان فهم و درک کارشناسان با استفاده از مقیاس لیکرت[1] از یک (بسیار ناکافی) تا ۹ (بسیار کافی) برای اجزای چهارچوب کارآفرینی زیر است:

- تامین مالی کارآفرینی
- سیاست‌های دولت: حمایت و ارتباط
- سیاست‌های مربوط به مالیات و بوروکراسی
- برنامه های کارآفرینی دولت
- آموزش کارآفرینی در مرحله مدرسه، آموزش کارآفرینی در مرحله بعد از مدرسه و آموزش کارآفرینی
- انتقال تحقیق و توسعه (R&D)

1. Likert scale

- زیرساخت های تجاری و قانونی
- پویایی بازار داخلی، بارهای بازار داخلی یا مقررات واردات
- زیرساخت فیزیکی
- هنجارهای فرهنگی و اجتماعی.

وضعیت انسان به صورت گسترده بین «بدبختی» و «شادی» قرار دارد. در حوزه اقتصادی، بدبختی ناشی از تورم بالا، هزینه‌های شدید استقراض و بیکاری است و راه مطمئن برای کاهش این بدبختی از طریق رشد اقتصادی است. در صورت مساوی بودن بدبختی و کامیابی، شادی زمانی شکوفا می‌شود که رشد اقتصادی قوی، تورم و نرخ بهره پایین و مشاغل فراوان باشد[1].

شاخص فلاکت[2] که توسط پایگاه استاتیستا محاسبه و به کاربران ارائه می‌شود، یک شاخص اقتصادی مرکب از نرخ بیکاری و نرخ تورم است. از آنجایی که بیکاری و تورم هر دو برای رفاه اقتصادی افراد مضر تلقی می‌شوند، ارزش ترکیبی آن‌ها به عنوان شاخصی برای سلامت کلی اقتصادی در نظر گرفته شده است. شاخص فلاکت اولیه در دهه ۱۹۷۰ با توسعه رکود تورمی یا همزمان تورم بالا و بیکاری رایج شد. در سال ۲۰۱۱، استیو هانکه[3]، اقتصاددان دانشگاه جانز هاپکینز، شاخص فلاکت بارو[4] را اصلاح کرد و کاربرد آن را به عنوان یک شاخص بین کشوری گسترش داد. شاخص فلاکت سالانه هانکه مجموع نرخ بیکاری، تورم و وام بانکی منهای تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه است[5]. هرچه عدد محاسباتی برای این شاخص بیشتر باشد نشانه کاهش شادی و افزایش فلاکت اقتصادی در کشور است.

شاخص جهانی شکاف (نابرابری) جنسیتی[6] برای اولین بار توسط مجمع جهانی اقتصاد در سال ۲۰۰۶ به عنوان چهارچوبی برای اندازه‌گیری میزان تفاوت‌های جنسیتی و ردیابی

1. https://www.cato.org/commentary/hankes-2020-misery-index-whos-miserable-whos-happy
2. Misery Index
3. Hanke, S.
4. Barro Misery Index (BMI)
5. https://ww.w.investopedia.com/terms/m/miseryindex.asp
6. Gender Inequality Index (GII)

پیشرفت آن‌ها در طول زمان معرفی شد. در مقیاسی از صفر (نابرابری) تا یک (برابری) در چهار بعد موضوعی -زیرشاخص‌های مشارکت اقتصادی، پیشرفت تحصیلی، سلامت و بقا، و توانمندسازی سیاسی- رتبه‌بندی کشورها را ارائه می‌دهد.

سعادت واقعی زمانی است که همه مردم این فرصت را داشته باشند که با به کار بستن پتانسیل منحصر به فرد و ایفای نقش خود در تقویت جوامع و ملل خود، شکوفا شوند.

رفاه توسط جامعه‌ای فراگیر با یک قرارداد اجتماعی قوی که از آزادی‌های اساسی و امنیت هر فرد محافظت می کند، پشتیبانی می شود. از سال ۲۰۰۷، موسسه پژوهشی لگاتوم[1] تغییرات بلندمدت در رفاه (کامیابی) جهانی را ارزیابی کرده است و با استفاده از محاسبه محرک و عوامل پیشرفت، کشورهایی را که بزرگ‌ترین گام‌ها را در افزایش و توسعه رفاه به جلو برداشته‌اند، مشخص می کند.

هدف این شاخص ردیابی نوسانات در معیارهای معمول اقتصادی نیست، بلکه سنجش زیربنای ساختاری، نهادی و فرهنگی رفاه جهانی است.

شاخص کامیابی ابتدا از هشت زیرشاخص: ایمنی و امنیت، آزادی‌های فردی، حکمرانی، سرمایه اجتماعی، اقتصاد، کارآفرینی و فرصت شغلی، تحصیلات و سلامت که هر کدام به عنوان پایه‌های رفاه شناخته شده‌اند به دست آمده است، اما آن را در سال ۲۰۱۶ به ۹ رکن: کیفیت اقتصاد (کشورها را بر اساس باز بودن اقتصاد، شاخص‌های کلان اقتصادی، پایه‌های رشد، فرصت‌های اقتصادی و کارایی بخش مالی رتبه‌بندی می کند)، محیط کسب و کار (محیط کارآفرینی یک کشور، زیرساخت‌های تجاری، موانع نوآوری و انعطاف‌پذیری بازار کار را اندازه‌گیری می کند)، حکمرانی (عملکرد یک کشور را در سه حوزه حکومت‌داری موثر، دموکراسی و مشارکت سیاسی و حاکمیت قانون می‌سنجد)، تحصیلات (کشورها را از نظر دسترسی به آموزش، کیفیت آموزش و سرمایه انسانی رتبه‌بندی می کند)، سلامت (عملکرد یک کشور را در سه زمینه سلامت جسمی و روانی اساسی، زیرساخت های بهداشتی و مراقبت‌های پیشگیرانه اندازه‌گیری می کند)، امنیت و ایمنی (کشورها را بر اساس امنیت ملی و امنیت شخصی رتبه‌بندی می کند)، آزادی فردی (پیشرفت ملی به سمت حقوق اساسی قانونی، آزادی های فردی و مدارا اجتماعی را

1. Legatum

اندازه‌گیری می‌کند)، سرمایه اجتماعی (قدرت روابط شخصی، حمایت شبکه‌های اجتماعی، هنجارهای اجتماعی و مشارکت مدنی در یک کشور را اندازه‌گیری می‌کند) و محیط زیست طبیعی (عملکرد یک کشور را در سه زمینه اندازه‌گیری می‌کند: کیفیت محیط طبیعی، فشارهای زیست محیطی و تلاش برای حفظ آن) تغییر یافت. هر زیر شاخص از طریق تجزیه و تحلیل آماری از آنچه باعث افزایش درآمد سرانه و رضایت از زندگی شهروندان یک کشور می‌شود به دست می‌آید.

آزادی وضعیت آگاهی از جایگاه خود در جهان، مسئولیت‌پذیری در قبال آن و تصمیم‌گیری برای خود برای بهترین عملکرد است: تلاش برای اصالت[1].

آزادی فردی عملکرد کشورها را در دو حوزه اندازه‌گیری می‌کند: آزادی فردی و تحمل اجتماعی.

زیرشاخص آزادی فردی تاثیرات آزادی انتخاب، بیان، عقیده و حرکت را بر تولید ناخالص داخلی سرانه یک کشور و رفاه ذهنی شهروندان آن ارزیابی می‌کند. همچنین تاثیر و چگونگی سطوح تحمل (مدارا) را برای اقلیت های قومی و مهاجران بر رشد اقتصادی کشورها و رضایت از زندگی شهروندان ارزیابی می‌کند.

نشان داده شده است در جوامعی که حقوق و آزادی‌های مدنی تقویت می‌شود، سطح رضایتمندی شهروندان افزایش می‌یابد. هنگامی که آزادی‌های شخصی شهروندان حفظ شود، عموم از سطوح بالاتری از درآمد ملی نیز برخوردار می‌شود. برای محاسبه این رکن از شاخص شکوفایی از پاسخ‌های دریافتی سوالات: آیا آزادی بیان، عقیده، اجتماع و استقلال شخصی باعث افزایش درآمد و رفاه می‌شود؟ و آیا مدارا با مهاجران و اقلیت‌ها بر رفاه تاثیر می‌گذارد؟ استفاده می‌شود و امتیازات حاصل اعداد بین صفر و هفت است.

۵. ارائه مدل

مدل این تحقیق از نوع داده‌های تابلویی است که به علت محدود کردن مشکل ناهمسانی واریانس، کاهش همخطی بین متغیرها، افزایش درجهٔ آزادی نسبت به داده‌های مقطعی[2] و سری

1. https://www.tjsl.edu/the-jeffersonian/
2. Cross Section Data

زمانی[1] برآورد کاراتری خواهد داشت (Baltaji, 2005). مدل تحقیق حاضر به پیروی از دی براو (۲۰۱۹) و سلطانا و فاطیما (۲۰۱۷) پویا است که وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در طرف راست معادله ظاهر می‌شود. بیان ریاضی مدل به‌صورت رابطه (۱) است.

$$ln\,(IMW_{it}) = \beta_0 + \beta_1 ln\,(IMW_{it-1}) + \beta_2 ln\,(SG_{it}) + \beta_3 ln\,(PG_{it}) + \beta_4 ln\,(EG_{it}) + \beta_5 ln\,(WENT_{it}) + \beta_6 ln\,(WEDU_{it}) + \beta_7 ln\,(EM_{it}) + \beta_8 ln\,(GE_{it}) + \beta_9 ln\,(PF_{it}) + U_{it} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، اندیس t معرف زمان است، اندیس i معرف کشورهای منتخب است. عبارت ln پیش از علامت اختصاری متغیرها نشانه استفاده از لگاریتم طبیعی آن‌ها است تا تفسیر ضرایب به آسانی صورت پذیرد؛ زیرا فرم لگاریتمی درصد تغییر در متغیر وابسته را به ازای درصد تغییر در متغیر توضیحی نشان می‌دهد. IMW_{it}[2] شاخص مهاجرت بین‌المللی زنان و متغیر وابسته مدل است. IMW_{it-1} مهاجرت بین‌المللی زنان در سال قبل است (متغیر وابسته باوقفه) است که به‌عنوان متغیر توضیحی در سمت راست معادله ظاهر شده است. β_0 نماد اثرات ثابت کشوری (عرض از مبداهای ویژه هر مقطع) است. U_{it} جمله خطا است. SG_{it}[3]، PG_{it}[4] و EG_{it}[5] به‌ترتیب جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی است که انتظار می‌رود بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر مثبت داشته باشند. $WENT_{it}$[6] کارآفرینی زنان است می‌تواند بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر منفی یا مثبت داشته باشند.

همچنین به‌منظور تقویت قدرت مدل در توضیح تغییر رفتار متغیر وابسته، چهار عامل تاثیرگذار دیگر بر مهاجرت بین‌المللی زنان با الهام از مطالعات تجربی و رعایت اصل عدم

1. Time Series
2. International Migration of Women
3. Social Globalization
4. Political Globalization
5. Economic Globalization
6. Women's Entrepreneurship

همخطی بین متغیرهای جهانی شدن و کارآفرینی زنان به عنوان متغیر مستقل در مدل تحقیق لحاظ شده‌اند که عبارتند از:

- $WEDU_{it}$ [1] تحصیلات زنان است. انتظار می‌رود بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر مثبت یا منفی داشته باشد؛ زیرا افزایش سطح تحصیلات زنان می‌تواند زمینه دستیابی آنان به شغل با درآمد بالاتر و زندگی همراه با رفاه بیشتر در کشور میزبان را در پی داشته باشد و مانع از مهاجرت بین‌المللی زنان شود. علاوه بر این، اگر افزایش تحصیلات با فقدان شغل مناسب، نبود امکانات علمی و آزمایشگاهی، کمبود استادان متخصص و عدم توجه به رعایت جایگاه علمی آن‌ها منجر شود در جهت افزایش مهاجرت بین‌المللی زنان عمل می‌کند.
- EM_{it} [2] شاخص فلاکت اقتصادی است. انتظار می‌رود بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر مثبت داشته باشد؛ زیرا نظریه‌های اقتصادی مهاجرت بر این نکته تاکید دارند که مهاجرت در درجه اول در پاسخ به تفاوت‌های درآمدی مورد انتظار در مبدا و مقصد صورت می‌گیرد و نرخ شتاب‌گیرنده مهاجرت بین‌المللی زنان نیز در چهارچوب بیکاری و تورم فزاینده نه تنها پدیده‌ای قابل توجیه، بلکه از دیدگاه به حداکثررسانی درآمد مورد انتظار زنان مهاجر و افزایش رفاه آنان کاملا منطقی به‌نظر می‌رسد.
- GE_{it} [3] برابری جنسیتی است. انتظار می‌رود بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر مثبت یا منفی داشته باشد؛ زیرا افزایش تبعیض جنسیتی در کشور مبدا مانع دستیابی زنان به زندگی مطلوب است و انگیزه مهاجرت را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تبعیض جنسیتی می‌تواند به ایجاد تعصب جنسیتی بیشتر در خانواده و اجتماع منجر شود و آزادی عمل زنان برای مهاجرت را کاهش دهد.
- PF_{it} [4] آزادی‌های فردی است. انتظار می‌رود بر مهاجرت بین‌المللی زنان تاثیر مثبت یا منفی داشته باشد؛ زیرا افزایش آزادی‌های فردی در کشور میزبان از یک سو اختیار و آزادی عمل زنان برای تصمیم‌گیری درباره مهاجرت را افزایش داده و می‌تواند مهاجرت بین‌المللی آن‌ها را بیشتر کند. از سوی دیگر، افزایش سطح آزادی‌های فردی در کشور

1. Women's Education
2. Economic Misery
3. Gender Equality
4. Personal Freedoms

میزبان، انگیزه زنان برای مهاجرت با هدف دستیابی به آزادی‌های بیشتر، فرهنگ لیبرال‌تر و تحرک اجتماعی و دستیابی به وضعیت بهتر نسبت به کشور خود جهت تحقق آرزوها را کاهش می‌دهد.

روش‌های معمول اقتصادسنجی بر فرض ایستایی متغیرها استوار است و استفاده از داده‌های ناایستا و عدم استقلال میانگین، واریانس و کواریانس متغیرها از زمان موجب می‌شود تا آزمون‌های t، F و استنتاج آماری معتبر نباشد و احتمال تشکیل رگرسیون کاذب وجود دارد. بنابراین، باید پیش از تخمین مدل ایستایی متغیرها بررسی شود. اما از آنجا که طول دوره مورد مطالعه در این تحقیق کمتر از ۱۰ سال است، انجام آزمون ایستایی الزامی نیست (Wooldrige, 2009).

داده‌های تابلویی حاصل ترکیب داده‌های مقاطع مختلف در طول زمان است. از این رو، قابلیت ترکیب داده‌ها با انجام آزمون F لیمر[1] بررسی و نتیجه نشان داد مقدار F محاسباتی از مقدار جدول بیشتر است. بنابراین، فرضیه H_0 (یکسان بودن عرض از مبداها) رد و اثرات گروه (تخمین به‌صورت داده‌های تابلویی) پذیرفته شد.

از آنجا که مدل ارائه شده از نوع داده‌های تابلویی پویا است که متغیر وابسته با یک وقفه در سمت راست ظاهر می‌شود، جزء اخلال با متغیر وابسته باوقفه همبستگی پیدا می‌کند و نتایج تخمین دچار تورش می‌شود. از این رو، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد مدل استفاده شد که از یک سو، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد و مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته است. از سوی دیگر، به لحاظ احتمال وجود همبستگی جمله خطا با متغیرهای توضیحی در مدل اثرات ثابت از اعتبار بالاتری برخوردار است. البته برای اطمینان از مناسب بودن روش گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد مدل، دو آزمون انجام شد؛ نخست، آزمون سارگان[2] که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد؛ یعنی اعتبار صحت متغیرهای ابزاری به کار رفته که مقدار بزرگ‌تر از ۵ درصد احتمال آماره سارگان نشان داد عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. در نتیجه، ابزارهای

1. F- Limer test
2. Sargan test

استفاده شده در تخمین مدل از اعتبار لازم برخوردارند. دوم، آزمون همبستگی پسماند مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) که نتایج نشان داد در کلیه حالات تخمین جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول و فاقد همبستگی سریالی مرتبه دوم است و تورش تصریح وجود ندارد. نتایج دو آزمون انجام شده در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل تحقیق به روش گشتاورهای تعمیم یافته

متغیر وابسته: مهاجرت بین‌المللی زنان	حالت اول		حالت دوم	
متغیرهای توضیحی ▼	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
LogIMW (-1)	۰/۱۹۲*	٦/۰٤۳	۰/۱۸۷*	٦/۰۰٦
LogSG	۰/۱٥۸**	۳/٤٦۱	---	---
LogPG	۰/۰۳٥***	۲/٤۱۲	---	---
LogEG	۰/۱٦۳**	۳/۹٥٦	---	---
LogWENT	-۰/۱۷۹**	-٤/۲۰۸	---	---
LogSG*WENT	---	---	۰/۱۰۲**	۳/۷۱۸
LogPG*WENT	---	---	۰/۰٦۱***	۲/۲٥٦
LogEG*WENT	---	---	۰/۱٤۷**	۳/٤۸۰
LogWEDU	۰/۲۳۱**	۳/۱٦٥	۰/۲۲٤**	۳/۱۱٤
LogEM	۰/۰٥۸***	۲/۰۲٦	۰/۰٦۱***	۲/۰۱۷
LogGE	-۰/۳٥۱*	-٥/۳۸۷	-۰/۳٤٦*	-٥/٥۱۲
LogPF	-۰/۱۹۰*	-٤/۹۱٤	-۰/۱۸٦*	-٤/۹٦۸
Sargan test statistic	٦/۰۳۰	۰/٦۰۸	٦/۱۷٥	۰/٦۱۲
AR(1)	۰/۰٥۷	۰/۰۰۰	۰/۰٥۳	۰/۰۰۰
AR(2)	۰/۳۰	۰/٦۹۱	۰/۳۱	۰/۷۰۳
Number of obs	۲۲٤		۲۲٤	
Number of groups	۸		۸	
Obs per group	۲۸		۲۸	

- *، ** و *** به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۶. یافته‌ها

با توجه به نظریات و مطالعات صورت پذیرفته مشابه روی متغیرهای توضیحی و وابسته حصول به نتایج مساوی و مطابق پژوهش‌های بررسی شده سایر محققین در بخش پیشینه مقاله، براساس نتایج حاصل از تخمین در حالت تاثیر هر یک از متغیرهای توضیحی به صورت مجزا بر مهاجرت بین‌المللی زنان: برابری جنسیتی، تحصیلات، آزادی‌های فردی، کارآفرینی، جهانی شدن اقتصادی، جهانی‌شدن اجتماعی، فلاکت اقتصادی و جهانی شدن سیاسی به ترتیب با مقادیر ضریب تخمین ۰/۳۵۱، ۰/۲۳۱، ۰/۱۹۰، ۰/۱۷۹، ۰/۱۶۳، ۰/۱۵۸، ۰/۰۵۸و ۰/۰۳۵ عوامل موثر مثبت یا منفی بر مهاجرت و تصمیم‌سازی تغییر محل زندگی در عرصه بین‌المللی برای زنان هستند. بدین صورت که:

- افزایش درجه جهانی شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در کشورهای منتخب سبب مهاجرت زنان به کشورهای توسعه یافته عضو سازمان همکاری اقتصادی شده و توسعه نیز افزایش می‌یابد؛ یعنی با کمرنگ شدن مرزهای جغرافیایی، عدم توان رقابت اقتصاد ساده کشورهای در حال توسعه با اقتصاد پیچیده‌تر کشورهای توسعه یافته، محو خرده فرهنگ‌ها و آشنایی بیشتر زنان در کشورهای منتخب با فرهنگ و زبان کشورهای مقصد و در نهایت برون‌گرایی در سیاست خارجی و انعقاد تفاهم و قراردادهای دوجانبه/ چندجانبه سازمان‌های منطقه‌ای و بین‌المللی به قاعده‌مندی بیشتر و طی آسان، سریع و کم هزینه تشریفات قانونی مهاجرت، روند افزایشی مهاجرت زنان ماهر و متخصص از کشورهای در حال توسعه به کشورهای توسعه یافته به منظور دستیابی به موقعیت‌های شغلی بهتر، مزایای مادی بیشتر و جایگاه اجتماعی بالاتر منجر می‌شود.
- با پیاده‌سازی و برقراری زمینه کارآفرینی، برخورداری از فرصت‌های کسب و کار برابر با مردان و امکان عملی کردن طرح‌ها و ایده‌های خلاقانه زنان در کشورهای در حال توسعه به حضور پررنگ آنان به عنوان فردی مفید در جامعه منجر شده و ضمن تقویت خودباوری انگیزه زنان برای مهاجرت به خارج را کاهش می‌دهد.
- قوانین و دولت حامی برابری‌های جنسیتی و افزایش آزادی‌های فردی زنان در کشورهای در حال توسعه در هر دو حالت تاثیر انفرادی و تاثیر تعاملی متغیرهای مزبور، روند مهاجرت این قشر از جامعه را نزولی خواهدکرد.

- افزایش برابری جنسیتی در کشور مبدا، امید زنان به دستیابی به زندگی مطلوب‌تر را افزایش داده و میل آن‌ها به مهاجرت به خارج از کشور را تعدیل می‌کند.
- افزایش سطح آزادی‌های فردی در مبدا، میل زنان برای ماندن و تلاش در دستیابی به آزادی و فرهنگ لیبرال‌تر جهت تحقق امیال و آرزوها را تقویت می‌کند.
- توجه به این نکته ضروری به نظر می‌رسد که تاثیر انفرادی متغیرهای فوق (برابری جنسیتی و آزادی فردی) بر مهاجرت بین‌المللی زنان بیش از تاثیر تعاملی و اثر هر یک بر مهاجرت پس از الحاق به جامعه یکپارچه جهانی است.
- ارتقای میزان تحصیلات (یک درصد افزایش ثبت نام در مقطع سوم راهنمایی) در هر دو حالت به عنوان یکی از پارامترهای مهم تحرک اجتماعی آنان و به دلیل شکوفا کردن استعدادهای فردی، کسب درآمد بالاتر و موقعیت اجتماعی بهتر، شرایط ایده‌آل‌تر زندگی و... زنان را به مهاجرت ترغیب می‌کند.
- افت عملکرد و افزایش وخامت اقتصادی کشورهای مبدا و تنزل رتبه شاخص فلاکت، وضعیت انتظاری بهتر در کشورهای مقصد، سبب افزایش مهاجرت زنان می‌شود.
- تاثیر تعاملی جهانی شدن و فضای کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب مثبت و معنادار است، اما جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی در کشورهای منتخب به علت فقدان تاثیر مثبت و سازنده بر کارآفرینی زنان سبب تعدیل اثر کاهنده کارآفرینی زنان بر مهاجرت بین‌المللی آنان شده است؛ زیرا جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی موجب شده زنان کارآفرین به سمت پیگیری فرصت‌های کسب و کار در خارج از کشور گرایش پیدا کنند و این باعث افزایش مهاجرت آن‌ها شده است.
- تاثیر متغیر وابسته با وقفه (مهاجرت بین‌المللی زنان در یک سال قبل) بر مهاجرت بین‌المللی زنان مثبت و معنادار است که با مبانی نظری نیز همخوانی دارد؛ زیرا افزایش مهاجرت بین‌المللی زنان در دوره قبل از وجود شرایط و بستر مناسب برای این کار حکایت دارد که با تسری به دوره بعد نیز سبب افزایش دوباره مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب شده است.

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این تحقیق تاثیر تعاملی جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب در حال توسعه برآورد شد و نتایج نشان داد جهانی شدن بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب تاثیر مثبت و معنادار و کارآفرینی تاثیر منفی و معناداری دارد. همچنین جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی اثر کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان را تعدیل و مثبت می‌کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود:

- کشورهای در حال توسعه از ادغام اجتماعی با جهان توسعه یافته و جوانب مثبت آن مانند توسعه گردشگری بین‌المللی و... در جهت بهبود شرایط اجتماعی زنان و کاهش انگیزه آنان به مهاجرت به کشورهای توسعه یافته استفاده کنند.
- با ایجاد شبکه‌ای از روابط راهبردی با جهان خارج –به مخصوص کشورهای توسعه یافته و ذی‌نفوذ در نظام جهانی- در جهت جذب سرمایه‌های خارجی و ایجاد کارخانه‌ها و صنایع با فناوری‌های نوین و پیشرفته و دارای مزیت رقابتی اقدام کنند تا فرآیند نیل به توسعه تسهیل شود و انگیزه زنان برای مهاجرت به کشورهای توسعه‌یافته کاهش یابد.
- کشورهای منتخب در جهت تقویت مولفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان و تولید کالاها و محصولات استاندارد و با قدرت رقابتی بالا در بازارهای جهانی و داخلی اقدام کنند تا در اثر افزایش صادرات و کاهش واردات و گسترش تراز خارجی، رشد اقتصادی بالاتری حاصل و انگیزه‌های اقتصادی مهاجرت در زنان کاهش پیدا کند.
- در نهایت اینکه با بازنگری در قوانین و مقررات، بهبود فضای کسب و کار و کاهش نابرابری‌های جنسیتی در استفاده از تسهیلات مالی و... نسبت به بهبود فضای کارآفرینی زنان اقدام شود تا انگیزه مهاجرت به کشورهای توسعه‌یافته کاهش پیدا کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Abolfazl Shahabadi http://orcid.org/0000-0001-6935-6054

Farideh Arifkhani http://orcid.org/0009-0006-7038-8364

Maryam Aliyari http://orcid.org/0009-0005-2014-6036

منابع

ابونوری، اسماعیل، مفتخری، علی،جعفری، محمد و نادمی، یونس. (۱۴۰۰). بررسی اثرات نابرابری جنسیتی بر فرار مغزها در کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، انتشارات آنلاین. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37203.2362

اسمعیلی، نصیبه و محمودیان، حسین. (۱۳۹۵). بررسی عوامل موثر بر مهاجرت‌های تحصیلی و شغلی زنان جوان ایرانی در دوره ۹۰-۱۳۸۵. *فصلنامه مطالعات راهبردی ورزش و جوانان، (۳۴)۱۵*، ۲۱-۱.

اسمعیلی، نصیبه و محمودیان، حسین. (۱۳۹۶). زنان و مهاجرت به شهر همدان، تعیین‌کننده‌ها و پیامدهای آن. *فصلنامه پژوهش‌های جامعه‌شناسی معاصر، (۱۰)۶*، ۸۳-۶۱. https://doi: 10.22084/csr.2017.10542.1125

حاتمی، علی، جهانگیری، جهانگیر و فتاحی، سجاد. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مرتبط با گرایش دختران تحصیل کرده به مهاجرت به خارج از کشور: مطالعه موردی دانشجویان دختر مراجعه کننده به مراکز اعزام به خارج دانشجو شهر شیراز. *فصلنامه زنان و جامعه، (۲)۳*، ۸۰-۵۵.

حسینی، سید خلیل، صبوری خسروشاهی، حبیب و معدنب، سعید. (۱۳۹۹). عوامل موثر بر گرایش نخبگان فرهنگی به مهاجرت به کشورهای توسعه یافته، *فصلنامه* مطالعات *توسعه اجتماعی ایران، (۱۲)۳*، ۵۱-۶۲.

خواجه نوری، بیژن و شریفی، علی. (۱۴۰۱). مروری بر زمینه‌ها، انواع و پیامدهای مهاجرت بین‌المللی زنان، *فصلنامه زن و جامعه، ۱۳(۴۹)*، ۵۳-۷۴. https://doi: 10.30495/JZVJ.2022.22856.3019

صادقی، رسول، غلامرضا، غفاری و رضایی، مریم. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر سرمایه اجتماعی بر تمایل به مهاجرت از ایران. *فصلنامه مطالعات جمعیتی،(۲)۴*، ۱۰۸-۸۳.

علومی، ابراهیم. (۱۳۹۸). جهانی‌شدن، مهاجرت بین‌المللی و زبان‌ها. *فصلنامه سیاست، (۱)۴۹*، ۱۶۵-۱۴۷. https://doi:10.22059/JPQ.2019.225102.1007001

عیسی زاده، سعید، عباسیان، عزت الله. و نوری، احد ضیاء. (۱۳۹۹). تاثیر مهاجرت بر آموزش و مهارتهای نیروی کار افغانستان :مطالعه موردی مهاجران بازگشته از ایران، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران،(۸۵)۲۵*، ۶۵-۹۰. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.41368.748

محمودیانی، سراج‌الدین و محمودیان، حسین. (۱۳۹۷). زمینه‌های طرح مهاجرت خانوادگی از سوی زنان مهاجر ساکن استان تهران. *فصلنامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران، (۲۵)۱۳*، ۹۶-۷۱.
https://doi:20.1001.1.1735000.1397.13.25.1.1

References

Abounoori, E., Moftakhari, A., Jafari, M. & Nademi, M. (2021). Investigating the effects of gender inequality on brain drain in developing countries, *Journal of Economics*, Available Online https://doi.org/10.22055/jqe.2021.37203.2362. [In Persian]

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies, 58(2),* 277-297.

Ashiqul Islam, M.D. (2021). Immigrant women entrepreneurship: Access to resources to explore the opportunities to start-up and grow of business in Norway. *Master thesis*, www.nord.no.
https://hdl.handle.net/11250/2774902

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data.* John Wiley & Sons Inc. 3rd Edition. New York: USA.

Blundell, R. & Bond, S. (2000). GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions. *Econometric Reviews, 19(3),* 321–340.

Botea, I., Chakravarty, S. & Compernolle, N. (2018). Female migration in Lesotho: determinants and opportunities. *Policy Research Working Papers,* 8307. https://doi.org/10.1596/1813-9450-8307.

De Brauw, A. (2019). Migration out of rural areas and implications for rural livelihoods. *Annual Review of Resource Economics*, *11(1)*, 461-481.
https://doi: 10.1146/annurev-resource-100518-093906.

Esmaeli, N. & Mahmoodian, H. (2016). A study on factors influencing educational and occupational migration of Iranian young women during 2006-2011, *Strategic Studies of Sports and Youth*, *16(34)*, 113-128. https://doi: 10.22084/csr.2017.10542.1125. [In Persian]

Esmaeli, N. & Mahmoodian, H. (2017). Determinants in the women's migration to Hamedan, *Contemporary Sociological Research, 10(6)*, 61-83. [In Persian]

Fleury, A. (2016). Understanding women and migration: A literature review. KNOMAD's Working Paper 8, 1-55.

Hatami, A., Jahangiri, J. & Fatahi, S. (2012). Investigating factors Related to educated girl's tendency to migrate abroad, *Woman and Society, 3(2),* 55-90. [In Persian]

Hoseini, S.KH., Saburi Khosroshahi, H. & Madani, S. (2020). The effective factors on cultural elits tendency to migration to developed country, *Iranian Social Development Studies, 12(47)*, 51-62. [In Persian]

Isazadeh, S., Abbasian, E. & Noori, A.Z. (2020). The Impact of Immigration on Afghanistan's Work-force Training and Skills: A Case Study of Refugees Returning from Iran, *Economic Research,25(85)*, 65-90. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.41368.748. [In Persian]

Khaje Nouri, B. & Sharifi, A. (2022). An overview of the contexts, types and consequences of women's international migration. *Woman and Society, 13(49)*, 53-74. doi: 10.30495/JZVJ.2022.22856.3019. [In Persian]

Kyzyma, I. (2009). Female migration in Ukraine: Determinants and consequences.

http://soc. kuleuven.be/ceso/impalla/ESPANET/docs/kyzyma-paper.pdf.

Leblong, D. & Peters, M.E. (2022), Immigration and globalization (and), *Annual Review of Political Science, 25*, 377-399.

https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-051120-105059.

Lee, E. S. (1966). A theory of migration. *Demography*, *3(1),* 47- 57.

Mahmoudiani, S. & Mahmoudian, H. (2018). Contexts of propose of family migration by migrant women living in Tehran province, *Population Association of Iran, 13(25)*, 9-32. [In Persian]

https://doi**:**20.1001.1.1735000.1397.13.25.1.1.

Morales, C., Brieger, S.A., De Clercq, D. & Martin, F.J. (2022). Explaining differences in entrepreneurial activity between immigrants and natives: moderating roles of economic, *sociocultural* and institutional factors, *Behavior & Research,* https://www.emerald.com/insight/1355-2554.htm.

Noyori-Corbett, C. & Moxley, D. P. (2016). Inequality of women as a factor influencing migration from countries of origin to the United States and its implications for understanding human trafficking. *International Social Work, 59(6),* 890-903. https://doi.org/10.1177/0020872815580047.

Oloumi, E. (2019). Globalization, International Migrations and Languages, *Political Quarterly, 49(1),* 147-165. [In Persian]

https//:doi**:**10.22059/JPQ.2019.225102.1007001

Sadeghi, R., Ghaffari, GH. & Rezaei, M. (2018). The effects of social capital on tendency to emigration from Iran. *Iranian Population Studies, 4(2),* 83-108. [In Persian]

Sultana, H & Fatima, A. (2017). Factors influencing migration of female workers: a case of Bangladesh. *IZA Journal of Development and Migration, 7(4),* 1-17. DOI: 10.1186/s40176-017-0090-6.

https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/migration/indicator

https://stats.oecd.org

https://kof.ethz.ch

https://www.gemconsortium.org

https://data.worldbank.org

https://reports.weforum.org

www.prosperity.com

https://www.statista.com

https://www.techtarget.com/searchcio/definition/globalization

استناد به این مقاله: شاه‌آبادی، ابوالفضل، عارفخوانی، فریده، علی‌یاری، مریم. (۱۴۰۲). تاثیر تعاملی جهانی شدن و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸ *(۹۵)*، ۲۳۷-۲۷۷.

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

فهرست

عنوان صفحه

اثر سود انباشته، سرمایه مشارکت شده و نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار در داده‌های مقطعی بازده سهم‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران..... ۷
غلامرضا کشاورز حداد و ایمان شریفی

تعیین حق بیمه بالادستی بخش نفت بر اساس الگوی ریسک اکتشاف و توسعه: رویکرد VaR پولی ٤١
علی فریدزاد، شمسی قاسمی و مهدی احراری

شناسایی عوامل موثر بر ریسک‌گریزی افراد در ایران ۸۱
حبیب مروت، سیروس امیدوار و رویا اسکندری

اثر شهرنشینی و سرریزهای فضایی آن بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران ۱۲۷
فاطمه محیسنی، سید عزیز آرمن و سید امین منصوری

مدیریت ریسک تضامین در یک موسسه مالی.....۱۵۷
نازنین قاسم‌دخت و حمیده رضوی

بررسی تاثیرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بازار بورس ایران با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری.....۱۹۳
سامان حاتم‌راد، بهرام آدرنگی، حسین اصغرپور و جعفر حقیقت

تاثیر تعاملی جهانی شدن و کارآفرینی بر مهاجرت بین‌المللی زنان در کشورهای منتخب.....۲۳۷
ابوالفضل شاه‌آبادی، فریده عارفخوانی و مریم علی‌یاری

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 میثم امیری**
- **دکتر علیرضا امینی**
- **دکتر محمود اولاد**
- **دکتر حسین توکلیان**
- **دکتر میثم رافعی**
- **دکتر رضا طالبلو**
- **دکتر علی طاهری فرد**
- **دکتر فرهاد غفاری**
- **دکتر مهنوش عبدالله میلانی**
- **دکتر عبدالرسول قاسمی**
- **دکتر زهرا کریمی موغاری**
- **دکتر تیمور محمدی**
- **دکتر طه حسین موحدی**
- **دکتر میرحسین موسوی**

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 بیست‌وهشتم- شماره ۹۵- تابستان ۱۴۰۲
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 بیست‌وهشتم - شماره نود و پنجم

تابستان ۱۴۰۲

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.